

A1.1

6

907

Université de Montréal

La rémunération salariale des employés de l'administration publique au Québec :
comparaison avec les autres salariés québécois et ceux de l'administration publique
ontarienne

Par Caroline Charest

Sous la direction de François Vaillancourt

Département de Sciences économiques
Faculté des études supérieures

Centre de Documentation
Dép. de sciences économiques
Université de Montréal
C. P. 6128, Succ. "A"
Montréal, Qué., Canada, H3C 3J7

Travail dirigé présenté à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de M.Sc.
en Sciences économiques

Août 2003

Sommaire

Cette étude se propose d'évaluer la rémunération des salariés de l'administration publique québécoise, la comparant à celle des employés du secteur privé, des employés du gouvernement fédéral au Québec, des employés des administrations municipales au Québec ainsi qu'à celle des employés de l'administration publique ontarienne. La méthodologie que nous utilisons repose sur la technique de décomposition de Blinder (1973) & Oaxaca (1973). Celle-ci permet de décomposer la différence salariale entre deux secteurs en ses deux composantes : celle provenant de la différence de caractéristiques observée entre les employés des deux secteurs pouvant avoir un impact sur le salaire, et l'autre consistant en la rente économique en tant que telle. Les régressions sur lesquelles s'appuie cette technique nous permettent de contrôler pour les caractéristiques individuelles ou propres à l'emploi. La rente que reçoivent les travailleurs de l'administration publique québécoise (incluant la santé et l'éducation) par rapport à leurs collègues du secteur privé est estimée à 8,6% (12,0% si l'on exclut la santé et l'éducation). Cette rente est plus élevée chez les femmes que chez les hommes. Par rapport à l'administration fédérale au Québec, les travailleurs de l'administration québécoise reçoivent une prime négative de -5,3%, alors que par rapport aux administrations municipales la prime est de 6,0%. Finalement, on constate la présence d'une faible prime négative lorsque l'on compare les salaires de l'administration québécoise à ceux de l'administration ontarienne.

Table des matières

Introduction.....	1
1. Revue des écrits et méthodologie utilisée.....	4
1.1 Revue des écrits.....	4
1.1.1 <i>Approche par les emplois repères : l'étude de l'Institut de la Statistique du Québec.....</i>	<i>4</i>
1.1.2 <i>Approche par les caractéristiques individuelles : survol d'études canadiennes.....</i>	<i>6</i>
1.2 Méthodologie.....	17
1.2.1 <i>Régression par les moindres carrés ordinaires, variables dichotomiques pour contrôler pour le secteur.....</i>	<i>17</i>
1.2.3 <i>Modèle de décomposition de Blinder (1973) & Oaxaca (1973).....</i>	<i>18</i>
2. Données, population et variables de contrôle.....	23
2.1 Données utilisées et population à l'étude.....	23
2.1.1 <i>Définition de la population.....</i>	<i>23</i>
2.1.2 <i>Avantages et inconvénients des données de l'EPA.....</i>	<i>24</i>
2.2 Variables de contrôle.....	26
2.2.1 <i>Régression principale.....</i>	<i>26</i>
2.2.2 <i>Attentes quant aux coefficients des variables.....</i>	<i>27</i>
2.3 Statistiques descriptives.....	30
2.3.1 <i>Répartition selon les variables explicatives, par province.....</i>	<i>30</i>
2.3.2 <i>Répartition selon les variables explicatives, par secteur.....</i>	<i>33</i>
3. Résultats et analyse.....	41
3.1 Résultats des régressions MCO, variables dichotomiques pour contrôler pour le secteur.....	41
3.2 L'avantage de l'administration québécoise et la décomposition de celui-ci.....	45
3.2.1 <i>L'administration québécoise-plus et les autres salariés québécois.....</i>	<i>47</i>
3.2.2 <i>L'administration québécoise-plus et le secteur privé.....</i>	<i>48</i>
3.2.3 <i>L'administration québécoise, les autres salariés québécois et le secteur privé.....</i>	<i>49</i>
3.2.4 <i>L'administration provinciale et l'administration fédérale au Québec.....</i>	<i>50</i>
3.2.5 <i>L'administration provinciale et les administrations municipales.....</i>	<i>51</i>
3.2.6 <i>L'administration québécoise-plus et l'administration ontarienne-plus.....</i>	<i>52</i>
3.2.7 <i>L'administration québécoise et l'administration ontarienne</i>	<i>53</i>

3.3 Réexamen des régressions : analyse selon le sexe et impact du retrait de variables explicatives.....	54
Conclusion.....	59
Bibliographie.....	61
Annexe A. Régression MCO avec variables dichotomiques pour contrôler pour le secteur (administration provinciale-plus).....	i
Annexe B. Régressions MCO sectorielles et application de la méthode de Blinder (1973) & Oaxaca (1973).....	iii
Annexe C. Tableaux complémentaires à l'analyse de la section 3.2.....	viii
Annexe D. Complément à la section 3.3 : contribution de chacune des variables aux différentiels à l'étude, selon le sexe et le niveaux de contrôle..	xiv
Annexe E. Résultats des régressions effectuées selon le sexe et pour les trois niveaux de contrôle.....	xviii

Liste des tableaux

Tableau 1	Synthèse des rentes calculées par les différents auteurs d'études canadiennes.....	16
Tableau 2	Répartition de l'échantillon selon les différentes variables Ontario et Québec, 2001.....	31
Tableau 3	Répartition de l'échantillon selon les différentes variables, par secteur Ontario et Québec, 2001.....	38
Tableau 4	Régressions avec les divers paliers du secteur public en variables dichotomiques, 2001, Québec et Ontario.....	41
Tableau 5	Décomposition de l'avantage/désavantage salarial de l'administration québécoise(-plus).....	46
Tableau 6	Contribution de chacune des variables à l'écart salarial -Administration québécoise-plus et autres salariés québécois-.....	47

Tableau 7	Contribution de chacune des variables à l'écart salarial - Administration québécois-plus et secteur privé -.....	48
Tableau 8	Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total - administration québécoise et ASQ -.....	Annexe C, xiii
Tableau 9	Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total - fonction publique québécoise et privé -.....	Annexe C, xiii
Tableau 10	Contribution de chacune des variables à l'écart salarial - Administration québécoise et administration fédérale -.....	50
Tableau 11	Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total - Administration québécoise et fonction publique municipale-.....	51
Tableau 12	Contribution de chacune des variables à l'écart salarial - Administrations québécoise-plus et ontarienne-plus -.....	52
Tableau 13	Contribution de chacune des variables à l'écart salarial - Administrations québécoise et ontarienne -.....	53
Tableau 14	Décomposition de l'avantage salarial de l'administration québécoise-plus par rapport au secteur privé, contrôle pour 3 différents niveaux de variables explicatives.....	56
Tableau 15	Décomposition de l'avantage/désavantage salarial de l'administration québécoise-plus par rapport à l'administration ontarienne-plus, contrôle pour les 3 différents niveaux de variables explicatives.....	58

Introduction

À l'automne 2003, les conventions collectives des employés de l'administration publique québécoise seront renégociées. Les parties concernées devront alors tenter d'évaluer les politiques salariales actuelles et définir les augmentations salariales appropriées. Il est cependant difficile dans le secteur public de déterminer la rémunération adéquate vue l'absence de forces de marché conventionnelles. Logiquement, la structure salariale du secteur privé devient alors le point de référence.

L'évidence empirique suggère que les structures salariales sont pourtant fort différentes d'un secteur à l'autre. Certains facteurs, tels que détaillés par Mueller (2000), expliqueraient la présence de salaires plus élevés dans le secteur public que dans le secteur privé. Pensons notamment à l'absence de conditions de maximisation de profit dans le secteur public, à la forte présence de syndicats au sein de celle-ci ou encore à l'inélasticité de la demande de services gouvernementaux¹. Inversement, d'autres facteurs exerceraient des pressions à la baisse sur les salaires des employés de la fonction publique, tels des avantages sociaux plus importants, des contribuables scrutant les moindres dépenses gouvernementales ou encore la présence de pouvoir monopsonne². L'impact de ces différentes forces est cependant difficile à évaluer. En théorie, il est

¹ Puisque les services publics sont considérés comme essentiels, leur demande est relativement inélastique. Ainsi, la demande dérivée de travailleurs pour ces services sera inélastique, et les augmentations salariales peuvent alors être passées aux consommateurs (i.e., aux contribuables) sans que l'on n'assiste à une diminution significative de la demande pour ces services.

² Mueller (2000) donne l'exemple de l'éducation post-secondaire.

indéterminé; en pratique, on constate un biais vers des salaires plus élevés au sein de l'administration publique³.

Cette étude se propose d'évaluer la rémunération des salariés de l'administration publique québécoise en la comparant à celle des employés du secteur privé, des employés du gouvernement fédéral au Québec, des employés des administrations municipales au Québec ainsi qu'à celle des employés de l'administration publique ontarienne. La méthodologie que nous utiliserons repose sur la technique de décomposition de Blinder (1973) & Oaxaca (1973), nous permettant de contrôler pour les caractéristiques individuelles ou propres à l'emploi au moment d'évaluer les écarts salariaux.

Dans une première partie, nous proposons une brève revue des écrits, recensant les études canadiennes récentes ayant tenté d'évaluer la rente de la fonction publique canadienne par rapport au secteur privé. Nous vous présentons également les résultats d'une étude québécoise ayant cherché à évaluer les écarts salariaux entre l'administration publique québécoise et les autres salariés québécois. Dans cette section, nous nous pencherons également sur la méthodologie de Blinder (1973) & Oaxaca (1973), centrale à cette étude ainsi qu'à celles des études canadiennes présentées. Dans un deuxième temps, nous vous présenterons les données utilisées, et définirons la population à l'étude ainsi que les diverses variables ayant servies à l'obtention des résultats. Dans un troisième et dernier chapitre, nous détaillerons et analyserons les résultats de nos manipulations économétriques. Ce chapitre comporte trois parties : l'estimation de la rente de l'administration québécoise à l'aide d'une régression par les moindres carrés

³ Gunderson (1979b), p.230.

ordinaires où nous contrôlons pour le secteur par des variables dichotomiques, l'analyse des écarts salariaux par la technique de décomposition de Blinder (1973) & Oaxaca (1973) et finalement un réexamen des régressions afin d'analyser les résultats désagrégés selon le sexe et évaluer l'impact du retrait de variables explicatives au modèle.

1. Revue des écrits et méthodologie utilisée

1.1 Revue des écrits

Deux approches ont été utilisées dans la littérature québécoise et canadienne afin d'estimer les écarts de rémunération entre le secteur privé et le secteur public, l'une se basant sur des emplois comparables pour mesurer l'écart, l'autre étudiant les différences dans la rémunération en fonction des caractéristiques individuelles des salariés.

1.1.1 Approche par les emplois repères : l'étude de l'Institut de la Statistique du Québec. La première approche est celle privilégiée par l'Institut de la Statistique du Québec (ISQ) lors de la réalisation annuelle de son rapport sur la rémunération des salariés québécois⁴. L'ISQ se base sur 61 emplois repères compris dans cinq catégories (professionnels, techniciens, employés de bureau, employés de service et ouvriers) afin de comparer la rémunération globale⁵ des salariés syndiqués de l'administration québécoise⁶ à celle des autres salariés du marché du travail⁷. Ces emplois repères sont établis à partir de critères qualitatifs et quantitatifs, tels la description de l'emploi, les conditions de pratique, la nature et la complexité des tâches, le niveau de responsabilité et de surveillance exercée et reçue, l'expérience et le niveau de scolarité exigés, etc. La

⁴ Institut de la Statistique du Québec, « Rémunération des Salariés, État et évolution comparés, 2001 », Éd. Québec : ISQ(2001), Coll. Le travail et la rémunération, 43 pp.

⁵ La rémunération globale comprend la rémunération directe (salaire et remboursement de congé de maladie non utilisé) et la rémunération indirecte (tels les régimes de retraite ou d'assurance), ajustés pour les heures rémunérées ainsi que les heures chômées payées.

⁶ La définition de l'administration publique québécoise inclue la fonction publique, la santé et les services sociaux ainsi que l'éducation.

⁷ Les autres salariés québécois comprennent le secteur privé et le secteur « autre public ». Ce dernier sous-groupe comprend les entreprises provinciales (sociétés d'État et autres), l'administration fédérale au Québec, les entreprises fédérales au Québec, les universités, les administrations québécoises, les entreprises locales. Une segmentation selon la syndicalisation est également utilisée pour l'ensemble des autres salariés québécois, le secteur privé et le secteur « autre public ».

rémunération moyenne de chacun des secteurs est calculée en pondérant la rémunération de chaque emploi repère de chacune des catégories du secteur par les effectifs de l'administration québécoise. L'écart de rémunération est ensuite calculé⁸. Les données utilisées sont celles de l'Enquête sur la rémunération globale réalisée par l'ISQ au Québec en 2001.

Les résultats de l'ISQ indiquent que les salaires versés aux employés de l'administration québécoise affichent un retard de 7,7% par rapport à l'ensemble des autres salariés québécois, les retards les plus importants étant constatés par rapport aux employés municipaux (15,4%) et aux salariés syndiqués du secteur privé (14,3%). Le retard vis-à-vis du secteur privé dans son ensemble est de 8%. L'administration québécoise affiche également un retard de 5,3% face à l'ensemble des autres salariés québécois quant à la rémunération globale, retard qui s'élève à 10,9% face aux syndiqués de l'ensemble du marché du travail et à 11,3% vis-à-vis des syndiqués du secteur privé. À l'inverse, les employés de l'administration québécoise sont en avance de 5,2% sur les non-syndiqués du secteur privé et à parité avec les autres salariés québécois non syndiqués.

L'estimation des écarts salariaux par l'approche des emplois comparables comporte toutefois quelques problèmes non négligeables lors de l'analyse des résultats. Puisqu'il est souvent difficile de définir des emplois comparables, cette méthode peut avoir un effet contraignant sur la taille de la population à l'étude. À cet effet, certains emplois tels les

⁸ $\text{écart}(\%) = [(R\acute{e}mun\acute{e}ration\ adm.\ qu\acute{e}b. - R\acute{e}mun\acute{e}ration\ march\acute{e}) / R\acute{e}mun\acute{e}ration\ adm.\ qu\acute{e}b.] * 100$
Des tests de Student sont \acute{e}galement effectu\acute{e}s afin d'\acute{e}valuer si les \acute{e}carts sont statistiquement significatifs.

enseignants, les infirmières, les infirmières auxiliaires et les agents de paix ne sont pas considérés dans l'étude de l'ISQ puisqu'ils n'ont pas (ou très peu) de comparables dans le secteur privé. Ainsi, les emplois repères retenus ne couvrent que 19% des 252,054 salariés de l'administration québécoise. Notons que la taille restreinte de la population à l'étude s'explique également du fait que le mandat de l'ISQ concerne seulement les emplois syndiqués de l'administration québécoise, que pour certains secteurs l'information nécessaire à l'appariement des emplois n'était pas disponible et que pour d'autres le nombre d'effectifs n'était pas assez important pour permettre une comparaison. D'autre part, puisque la classification comporte un élément de subjectivité et dépend de la description faite des tâches, un risque d'erreur est présent : des emplois forts différents dans la nature de leurs tâches peuvent être considérés similaires et leurs salaires ainsi comparés.

1.1.2 Approche par les caractéristiques individuelles : survol d'études canadiennes.

L'approche alternative aux comparaisons salariales par les emplois repères consiste à se baser sur les différences de caractéristiques individuelles pouvant avoir un impact sur la rémunération. La méthodologie préconisée par les auteurs des différentes études qui ont été menées au Canada sur le sujet repose principalement sur la technique de décomposition formalisée par Blinder (1973) & Oaxaca (1973). Cette technique permet, comme son nom l'indique, de décomposer la différence salariale en ses deux composantes : celle provenant de la différence de caractéristiques observée entre les employés du secteur public et du secteur privé pouvant avoir un impact sur le salaire, et l'autre consistant en la rente économique en tant que telle. Cette approche sera détaillée

plus loin puisque c'est celle qui a été retenue par l'auteur. Suite à des recherches dans plusieurs périodiques⁹, nous n'avons trouvé aucune étude québécoise ayant utilisée cette méthodologie pour mesurer les écarts salariaux entre le secteur privé et le secteur public.

À partir de cette méthode et des données du recensement de 1971, Gunderson (1979b) conclut que les salariés du secteur public bénéficient d'une rente économique par rapport à leurs collègues du secteur privé. Le différentiel total de salaire se chiffre à 9,3% pour les hommes et à 22,3% pour les femmes à l'avantage du secteur public. La part attribuable aux différences de caractéristiques entre les salariés des deux secteurs est estimée à 3,1% pour les hommes et à 13,7% pour les femmes, principalement dû au fait que les employés du secteur public sont en moyenne plus éduqués que leurs collègues du privé. La rente du secteur public se chiffre alors à 6,2% pour les hommes et à 8,6% pour les femmes. Cette rente serait expliquée par la constante de l'équation, plutôt que par le paiement excédentaire pour l'acquisition de caractéristiques génératrices de revenu¹⁰. En fait, le secteur public aurait tendance à offrir des rendements inférieurs pour l'éducation, l'expérience, la formation et le bilinguisme. Ainsi, le différentiel de salaire

⁹ Soulignons entre autres les recherches effectués dans les périodiques *Relations industrielles* et *L'actualité économique*.

¹⁰ Comme nous le verrons à la section suivante, la rente se calcule comme la différence entre les coefficients des variables explicatives des deux secteurs, chacune de ces différences étant multipliée par la valeur moyenne de sa variable explicative pour le secteur public. Ainsi, la rente est obtenue moyennant la formule suivante : $(\alpha_g - \alpha_p) + (\beta_g - \beta_p) X_g$, les indices « g » et « p » représentant le secteur public et le secteur privé respectivement, X_g la matrice des caractéristiques individuelles moyennes des employés du secteur public, β_s le vecteur des coefficients des variables explicatives du secteur « s » et α_s la constante de la régression salariale du secteur « s » (le secteur « s » étant le secteur public ou le secteur privé). Ainsi, Gunderson (1979b) obtient une rente principalement expliquée par le premier terme de cette équation, ce qui l'amène à conclure que la rente du secteur public est constante d'un individu à l'autre plutôt qu'une rémunération excédentaire par rapport au secteur privé à l'acquisition de caractéristiques génératrices de revenu (deuxième terme de cette équation). Cependant, nous verrons à la section 3.2 que la technique de décomposition de Blinder (1973) & Oaxaca (1973) ne permet pas de tirer de telles conclusions quant aux différences dans le rendement des caractéristiques individuelles. Ce constat repose sur un article de Jones (1984).

en faveur du secteur public est plus élevé pour les travailleurs à plus faible revenu et/ou à plus faible capital humain. Des politiques visant à diminuer cette rente dans le secteur public pourraient ainsi entrer en conflit avec les politiques conçues pour améliorer le sort des plus désavantagés du marché du travail.

Reprenant l'étude de Gunderson (1979b) avec les données du recensement de 1981, Shapiro & Stelcner (1989) montrent que le différentiel total à l'avantage des employés du secteur public a augmenté au cours de la décennie, se chiffrant en 1981 à 19,1% pour les hommes et à 27,2% pour les femmes. Cette augmentation est attribuable pour les hommes à un écart encore plus important que celui relevé en 1971 entre les caractéristiques individuelles des employés du public par rapport à leurs confrères du privé, plus particulièrement en ce qui a trait à l'éducation, l'expérience et l'occupation. La rente du secteur public chez ces derniers a donc diminué pour se chiffrer à 4,2% en 1980. Cependant, cette rente est maintenant fonction du capital humain, le rendement de l'éducation étant plus important dans le secteur public que dans le secteur privé. Chez les femmes, l'augmentation du différentiel de salaire est attribuable à une augmentation de la rente, qui se chiffre à 12,2% en 1980. Cette rente demeure toujours relativement constante. Ainsi, les auteurs concluent que les coupures dans les années '70 seraient tombées de façon disproportionnelle sur les hommes, principalement ceux à bas salaire.

Ces deux dernières études comportent cependant certaines limites liées au choix de la base de données. Celle-ci ne permet notamment pas d'identifier la « catégorie de travailleur », une variable qui indique si l'employeur est une entité privée ou publique. La

définition du secteur public est ainsi limitée aux civils de l'administration publique et de la défense, alors que celle du secteur privé est restreinte aux employés de l'industrie manufacturière. Plusieurs des auteurs subséquents souligneront la sensibilité des rentes calculées aux définitions retenues pour chacun des secteurs. De plus, les données du recensement ne permettent pas d'estimer le différentiel salarial par palier de gouvernement ni de contrôler pour le statut syndical. Ce dernier point est d'autant plus important que le secteur public est fortement syndiqué. L'écart de salaire qui aurait été expliqué par une différence dans le statut syndical peut alors être erronément interprété comme une rente pour le secteur public. Robinson & Tomes (1984) soutiennent en effet que la rente du secteur public en l'absence de contrôle pour le statut syndical serait largement attribuable aux différences syndicales. Permettant l'endogénéité du statut syndical dans leur modèle, ils découvrent que contrôler pour cette variable réduit le différentiel total de salaire, signifiant qu'en l'absence de contrôle pour le statut syndical la rente aurait pu être surestimée¹¹.

Gunderson & Riddell (1989), à partir des données des Enquêtes sur l'activité pour les années 1990 et 1981, ont pallié à ces lacunes en analysant les résultats selon les différents niveaux de gouvernement, soient les administrations fédérale, provinciales et municipales ainsi que les différentes composantes du secteur quasi-public, tout en contrôlant pour le statut syndical. Les résultats indiquent que des rentes dans le secteur public sont toujours présentes en 1990, et sont de l'ordre de 8,7% pour les femmes et de 7% pour les hommes. Les rentes les plus importantes sont observées au niveau du gouvernement fédéral (13,1%), suivi des gouvernements locaux (11,4%) et des

¹¹ Mueller(1998), p.230.

gouvernements provinciaux (6,3%). Les rentes des différents éléments du quasi-public (santé et services sociaux, éducation, transport/communication/ services publics) sont de l'ordre de 6%. Les rentes sont supérieures à celles observées en 1980 pour le gouvernement fédéral, les administrations locales et les services de santé, alors qu'elles sont inférieures pour les employés des administrations provinciales et pour les autres éléments du quasi-public.

Outre les définitions du secteur public et du secteur privé qui sont plus vastes que celles des deux études précédentes¹², notons aussi que l'éducation dans les données de l'Enquête sur l'activité n'est pas donnée en nombre d'années (comme c'est le cas pour les données du recensement), mais plutôt selon le dernier niveau atteint¹³. Puisque l'éducation et le statut syndical expliquent une bonne partie de l'écart salarial qui peut exister entre le secteur public et le secteur privé, on comprend les différences qui peuvent subsister entre les résultats de cette étude et ceux obtenus par Gunderson (1979b) et par Shapiro & Stelcner (1989).

Par ailleurs, les auteurs constatent que l'écart salarial entre le secteur public et le secteur privé qui est expliqué par le statut syndical est de 6,1%. Ce différentiel est composé d'un 10,9% attribuable à un degré de syndicalisation plus important dans le

¹² Plutôt que de se baser sur l'industrie pour déterminer l'employeur, les données utilisées permettent de définir si le travailleur est directement employé par le secteur privé ou public (par la variable « catégorie de travailleurs »). Les définitions du secteur public et du secteur privé peuvent ainsi être plus vastes que celles des deux dernières études : la définition du secteur privé s'étend maintenant à l'ensemble des salariés de ce secteur âgés de 16 à 64 ans ayant maintenu au cours des douze derniers mois un emploi pendant au moins quatre semaines; la définition du secteur publique comprend les salariés des trois administrations publiques (fédérale, provinciales et municipales) ainsi que ceux du quasi-public.

¹³ Les employeurs ne rémunérant généralement pas pour le nombre d'années passées sur les bancs d'école mais plutôt selon le diplôme obtenu, cette mesure semble plus adéquate pour expliquer les différences salariales.

secteur public que dans le secteur privé et d'une rente négative de $-4,8\%$. Ils soulèvent alors la question à savoir si une partie de l'effet du plus haut degré de syndicalisation du secteur public devrait être ajoutée à la rente (i.e., une partie du $6,1\%$). En effet, si la prime de syndicalisation avait été la même entre les deux secteurs, les employés du public gagneraient tout de même plus de celle-ci du fait qu'ils sont plus syndiqués que leurs confrères du privé. La rente devrait donc tenir compte de cette « sur-syndicalisation » propre au secteur public. Les auteurs appellent cependant à la prudence, soutenant que l'ajout de l'effet total du degrés de « sur-syndicalisation » ($6,1\%$) à la rente signifierait que le taux de syndicalisation dans secteur privé est optimal, alors que la partie excédentaire de celui dans le secteur public est entièrement excessive. Les auteurs sont toutefois incapables de déterminer la part (s'il en est une) de l'incidence sur les salaires de la différence dans les taux de syndicalisation entre les deux secteurs qu'il faudrait considérer comme étant à l'origine d'une rente dans le secteur public.

Finalement, soulignons que les auteurs utilisent la procédure de Heckman¹⁴ pour tenir compte d'un biais de sélection possible quant au choix du secteur. Ce biais peut être présent si les travailleurs se sélectionnent ou sont sélectionnés pour travailler dans l'un ou l'autre des secteurs public ou privé sur la base de caractéristiques inobservables. Ne pas tenir compte d'un tel phénomène peut biaiser les coefficients des régressions salariales, et donc ultimement affecter l'importance de la rente calculée. La procédure de Heckman permet de corriger les équations de salaire afin de pouvoir exprimer le salaire espéré d'un

¹⁴ Cette procédure comporte trois étapes : (i) l'estimation d'une équation probit sur la probabilité de faire parti du secteur public plutôt que du secteur privé, (ii) à partir de cette information, construire un terme de correction pour la sélection du secteur (inverse du ratio de Mill) pour chacune des observations de chacun des secteurs, (iii) inclure le terme de correction approprié à chacune des équations salariales du secteur public et du secteur privé. (Gunderson & Riddell (1989), p.12)

individu qui entre de façon aléatoire (et non pas sur la base de caractéristiques inobservables) dans l'un des deux secteurs. Cette procédure comporte toutefois certaines difficultés, dont la sélection de variables pouvant affecter la décision d'entrer dans l'un des deux secteurs plutôt que dans l'autre. Ce sont ces variables qui sont incluses dans la régression probit. Idéalement, elles devraient être différentes de celles introduites dans les régressions salariales, mais en pratique ceci est difficilement réalisable¹⁵. Ainsi, les auteurs ont choisi quatre alternatives de spécification pour le modèle probit où les variables incluses sont relativement similaires à celles contenues dans les équations salariales¹⁶. Les estimations qu'ils ont obtenues n'étant pas plausibles¹⁷, les coefficients corrigés pour le biais de sélection ne sont pas utilisés dans l'analyse. Les auteurs soutiennent cependant que même si les équations par les moindres carrées ordinaires sont sujettes à un biais de sélection, les résultats demeurent intéressants puisqu'ils illustrent comment le différentiel de salaire peut être décomposé entre les différences de caractéristiques observables et les différences de rendement de ces caractéristiques¹⁸.

Mueller (1998) applique la méthode de Blinder (1973) & Oaxaca (1973) à des régressions quintiles à partir des données de l'Enquête sur l'activité de 1990. Autant pour les hommes que pour les femmes ainsi que pour les différentes définitions du secteur

¹⁵ Gunderson & Riddell (1989), p.12.

¹⁶ (i) inclure les mêmes variables dans l'équation probit que dans l'équation salariale, (ii) exclure de l'équation probit la variable sur le nombre d'années au sein de l'entreprise, (iii) exclure l'éducation de l'équation probit; (iv) exclure de l'équation probit la variable sur le nombre d'années au sein de l'entreprise ainsi que celle de l'éducation. Exclure l'âge de l'équation salariale. (Gunderson & Riddell, p. 36)

¹⁷ Le coefficient du terme de sélection de l'équation salariale secteur public est de -1,023. Ceci signifierait que les individus qui se seraient auto-sélectionnés (ou qui auraient été sélectionnés) sur la base de caractéristiques inobservables pour faire parti du secteur public ont un salaire de 102% inférieur aux individus de même caractéristiques qui seraient entrés dans ce secteur de façon aléatoire. Les auteurs reprennent ces estimations en séparant selon le sexe, pour chacun des quatre modèles spécifications. Ils obtiennent des résultats similaires quant au le biais de sélection associé au secteur public, résultats qui sont jugés non plausibles. (Gunerson & Riddell, pp. 38-39)

¹⁸ Gunderson & Riddell (1989), p.44.

public (administration publique avec/sans la santé et l'éducation, administration fédérale, provinciale et locale), la rente du secteur public diminue lorsque l'on passe d'un quintile inférieur à un quintile supérieur. Par exemple, on observe une prime de 9,9% au quintile 0,1 chez les hommes de l'administration publique alors que ces derniers sont victimes d'une pénalité de 1,4% au quantile 0,9. La rente observée pour les femmes est généralement supérieure à celle calculée pour les hommes aux différents quantiles de la distribution. Ces résultats indiquent encore une fois que les politiques salariales des gouvernements tendent à vouloir favoriser les plus désavantagés. Soulignons finalement que les rentes les plus importantes sont obtenues au niveau du gouvernement fédéral.

Prescott & Wandscheinder (1999) utilisent les données des Enquêtes sur les finances des consommateurs de 1990 et 1981 et obtiennent des résultats relativement similaires à ceux obtenus par Shapiro & Stelcner (1989) : la différence salariale à l'avantage du secteur public pour l'année 1981 est de 19,8% pour les hommes et 24,1% pour les femmes. En 1990, cette différence atteint 24,9% du côté des hommes contre 42,8% chez les femmes. Chez les hommes, la part attribuable aux différences de caractéristiques moyennes entre les employés des deux secteurs est de 4,1% en 1981 et de 9,3% en 1990, alors que chez les femmes ces chiffres sont de 9,9% et 14,3%. Ces écarts sont principalement expliqués par un niveau d'éducation supérieur chez les salariés du secteur public comparativement à ceux du secteur privé. Pour les hommes, la rente se chiffre alors à 15,1% en 1981 et à 14,3%. Pour les femmes, elle s'élève à 15,7% en 1981 et à 25% en 1990. Ces rentes sont substantiellement plus importantes que celles calculées par

Gunderson (1979b), indiquant une augmentation de la prime du secteur public au cours des 30 dernières années. Notons cependant que les données utilisées sont fort différentes, et que les définitions du secteur public et du secteur privé ne sont pas mêmes¹⁹. Cependant, tout comme pour Gunderson (1979b) ces rentes sont plutôt constantes et non pas un paiement excessif pour l'acquisition de caractéristiques génératrices de revenu. Les auteurs utilisent aussi le modèle statistique décrit par Gyourko & Tracy (1988) pour corriger pour le biais de sélection du choix de secteur (privé ou public) ainsi que pour la décision de travailler à temps plein ou à temps partiel. Seules les variables de sélection pour le choix de travailler à temps plein ou à temps partiel sont significatives, alors que les variables de sélection pour le choix de travailler dans un secteur plutôt que dans l'autre ne le sont pas. Ainsi, seule la correction pour le choix de travailler à temps plein a été introduite au modèle.

Les résultats obtenus par Mueller (2000) à partir des données de l'Enquête sur l'activité pour la période allant de 1988 à 1990 indiquent que la différence salariale entre le secteur public (incluant santé et éducation) et le secteur privé est de 27,9% pour les hommes et de 53,7% pour les femmes. La rente pure n'est cependant que de 0,1% chez les hommes contre 10,4% chez les femmes. Le secteur public excluant la santé et l'éducation affiche une tendance similaire, quoique les rentes observées y sont légèrement supérieures (3,3% chez les hommes et 11,3% chez les femmes). Des trois

¹⁹ Tout comme les études utilisant les données de l'Enquête sur l'activité, les données utilisées permettent de définir le secteur de façon directe. L'échantillon n'est donc plus limité aux travailleurs de l'administration publique et du secteur manufacturier. Cependant, tout comme les données du recensement, celles de l'Enquête sur les finances des consommateurs ne permettent pas de contrôler pour le statut syndical. Toutefois, les auteurs définissent 47 groupes occupationnels, ce qui leur permettrait présument de tenir compte du statut syndical de façon partielle.

paliers de gouvernement, le différentiel total de salaire avec le secteur privé est le plus important au niveau du gouvernement fédéral, suivi des administrations provinciales et locales. Désagrégeant selon le sexe, Mueller (2000) obtient, pour les femmes, une rente du secteur public évaluée à 16,0% au niveau du gouvernement fédéral, à 10,9% au niveau du provincial et à 6,6% au sein des administrations municipales. Les chiffres comparables pour les hommes sont 7,8%, -3,5% et 5,0%. Ces résultats sont obtenus en considérant le statut syndical comme exogène. Grâce à la procédure de Heckman, Mueller (2000) présente également des résultats qui considèrent le statut syndical comme endogène. Règle générale, lorsque le statut syndical est endogénéisé, la rente est légèrement plus importante. Ces résultats contredisent ceux des études de Robinson & Tomes (1984), Simpson (1985) et Robinson (1985) qui concluaient que la rente du secteur public diminue lorsque le statut syndical est endogénéisé.

Mueller (2000) ajoute à la technique de décomposition de Blinder (1973) & Oaxaca (1973) un modèle à effet fixe afin de contrôler pour les caractéristiques inobservables, telle la productivité. Pour se faire, il réduit son échantillon aux individus ayant changé d'emploi. Chez les hommes, les résultats du modèle à effets fixes indiquent la présence d'une prime de 2,0% pour le secteur public incluant la santé et l'éducation (3,9% pour le secteur public les excluant). Cependant, ces résultats ne sont pas statistiquement significatifs. Chez les femmes, les résultats sont statistiquement significatifs et la prime est estimée à 6,1% du salaire moyen versé dans le secteur privé pour le secteur public incluant la santé et l'éducation (5,8% pour le secteur public les excluant). La différence

entre les résultats de cette études et ceux des autres études similaires menées au Canada indique que les résultats sont très sensibles à la méthodologie utilisée.

Le tableau 1 donne une synthèse des rentes calculées par les auteurs des différentes études canadiennes ayant faites l'objet de cette section.

Tableau 1
Synthèse des rentes calculées par les différents auteurs d'études canadiennes

AUTEURS	DONNÉES UTILISÉES	RENTES DU SECTEUR PUBLIC
Gunderson (1979b)	Recensement 1971	Hommes : 6,2% Femmes : 8,6%
Shapiro & Stelcner (1989)	Recensement 1981	Hommes : 4,2% Femmes : 12,2%
Gunderson & Riddell (1989)	Enquêtes sur l'activité 1990 et 1981	Pour 1990 : Hommes : 7,0% Femmes : 8,7% Administration fédérale : 13,1% Administrations provinciales : 6,3% Administrations locales : 11,4% Quasi-public : 6,0% Pour 1981 : Hommes : 8,6% Femmes : 9,6% Administration fédérale : 9,2% Administrations provinciales : 13,0% Administrations locales : 8,2% Quasi-public : 8,1%
Mueller (1998)	Enquête sur l'activité de 1990	Régressions quintiles : - la rente diminue lorsque l'on passe d'un quintile inférieur à un quintile supérieur. - la rente observée pour les femmes est généralement supérieure à celle calculée pour les hommes
Prescott & Wansdcheinder (1999)	Enquêtes sur les finances des consommateurs de 1990 et 1981	Pour 1990 : Hommes : 14,3% Femmes : 25,0% Pour 1981 : Hommes : 15,1% Femmes : 15,7%
Mueller (2000)	Enquête sur l'activité pour les années 1988 à 1990	Pour 1990, secteur public santé et éducation inclus : Hommes : 0,1% Femmes : 10,4% Administration fédérale : 16,0%

		Administrations provinciales : 10,9% Administrations locales : 6,6% <u>Pour 1990, secteur public excluant santé et éducation :</u> Hommes : 3,3% Femmes : 11,3% <u>Modèle à effet fixe, secteur public santé et éducation inclus:</u> Hommes : 2,0% (non significatif) Femmes : 6,1% <u>Modèle à effet fixe, secteur public santé et éducation exclus:</u> Hommes : 3,9% (non significatif) Femmes : 5,8%
--	--	---

1.2 Méthodologie

1.2.1 Régression par les moindres carrés ordinaires, variables dichotomiques pour contrôler pour le secteur. Avant de procéder à la décomposition de Blinder (1973) & Oaxaca (1973) pour évaluer la rente de l'administration publique québécoise par rapport aux autres segments du marché du travail, nous avons choisi, à l'instar de certains des auteurs cités précédemment, d'estimer d'abord cette rente à partir d'une régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) où l'administration provinciale est représentée par une variable dichotomique. La variable dépendante est le logarithme du salaire horaire habituel, et les variables dépendantes contrôlent pour certaines caractéristiques individuelles ou propres à l'emploi. L'objectif de cette analyse est d'obtenir une idée générale de l'impact sur le salaire de travailler au sein de l'administration provinciale, ainsi que d'observer l'effet du capital humain et d'autres caractéristiques individuelles sur le salaire. Les résultats ainsi obtenus nous permettent d'avoir une plus grande foi

envers les estimations que nous obtiendrons lors de l'analyse de décomposition²⁰. Cependant, puisque cette régression oblige les coefficients des diverses variables de contrôle de demeurer constants entre les secteurs, la portée de cette analyse demeure limitée. C'est pourquoi nous procéderons par la suite à la décomposition des écarts de salaires par la méthodologie de Blinder (1973) & Oaxaca (1973).

1.2.2 Modèle de décomposition de Blinder (1973) & Oaxaca (1973). Cette approche nous permettra de décomposer l'écart entre le salaire moyen de l'administration québécoise et celui de chacun des autres secteurs à l'étude en deux composantes : la première est la partie de l'écart qui peut être expliquée par la différence de caractéristiques entre les salariés des deux secteurs, alors que la seconde reflète le surplus de rémunération (ou rente) pour ces différentes caractéristiques. Cette deuxième composante devrait être similaire à la rente obtenue lorsque nous contrôlons pour le secteur à l'aide de variables dichotomiques.

Dans un premier temps, il s'agit d'estimer par les moindres carrés ordinaires l'équation suivante pour chacun des secteurs à l'étude²¹ :

$$\ln Y_s = \alpha_s + \bar{X}_s \beta_s + \epsilon_s$$

où $\ln Y_s$ est le log normal du salaire horaire, \bar{X}_s est la matrice de caractéristiques moyennes, et l'indice s pouvant prendre différentes valeurs selon que l'équation est estimée pour le secteur de l'administration publique québécoise (ap), de l'administration

²⁰ Gunderson & Riddell (1989), p.22.

²¹ Les régressions sont effectuées en appliquant la correction de White afin de corriger pour l'hétéroscédasticité.

publique québécoise-plus²² (ap+), des autres salariés québécois (asq), privé (p), de l'administration fédérale (f), de l'administration municipale(m), de l'administration publique ontarienne (apo) et de l'administration publique ontarienne-plus (apo+).

Par la suite, nous appliquons aux résultats de ces régressions la formule de décomposition de l'écart salarial telle que formulée par Blinder (1973) & Oaxaca (1973). Cette formule, présentée ci-dessous dans l'encadré, mérite d'abord d'être démontrée de façon formelle²³. Si nous cherchons par exemple à comparer les salaires versés par l'administration provinciale-plus à ceux versés par le secteur privé, nous pouvons obtenir l'écart salarial total moyennant l'équation suivante :

$$\overline{\ln Y_{ap+}} - \overline{\ln Y_p} = (\alpha_{ap+} - \alpha_p) + \overline{X_{ap+}} \beta_{ap+} - \overline{X_p} \beta_p$$

où $\overline{\ln Y_s}$ et $\overline{X_s}$ sont respectivement les valeurs moyennes du log naturel du salaire horaire et des caractéristiques pour chacun des deux secteurs.

Soustrayant et additionnant $\overline{X_{ap+}} \beta_p$ au terme de droite génère :

$$\overline{\ln Y_{ap+}} - \overline{\ln Y_p} = (\alpha_{ap+} - \alpha_p) + (\beta_{ap+} - \beta_p) \overline{X_{ap+}} + (\overline{X_{ap+}} - \overline{X_p}) \beta_p$$

²² L'administration québécoise-plus comprend, en plus des salariés de l'administration québécoise, les salariés des secteurs quasi-publics de l'éducation, la santé et les services sociaux.

²³ Démonstration de Gunderson (1979b), p.233.

Le dernier terme du membre de droite de cette équation est la partie de l'écart salarial qui est expliquée par les différences entre les caractéristiques moyennes des individus de chacun des deux secteurs. Dans le cas présent, il s'agirait de la différence entre les caractéristiques moyennes des employés de l'administration provinciale-plus par rapport à celles des employés du secteur privé, chacune de ces différences de caractéristiques étant multipliées par ce qu'elles rapporteraient à l'employé si elles étaient rémunérées selon la structure salariale du secteur privé plutôt que selon celle de l'administration provinciale-plus. Les deux premiers termes du membre de droite constituent la rente de l'administration provinciale. Il s'agit de l'excédant de rémunération de l'administration provinciale-plus par rapport au secteur privé pour chacune des caractéristiques individuelles, et ce que rapporte cet excédent aux employés de l'administration provinciale.

Comme la variable dépendante des régressions individuelles est le log naturel du salaire horaire, les coefficients de ces régressions (β) représentent des log-pourcentages. Ils mesurent l'effet en pourcentage de l'augmentation d'une unité de la variable dépendante sur le log naturel du salaire (ou, dans le cas de variables dichotomiques, l'impact en pourcentage sur le log naturel du salaire d'être dans une catégorie plutôt que de faire partie du groupe de référence). Cette mesure donne une approximation de l'impact (en pourcentage) de la variable sur le salaire nominal. Plus le coefficient est faible, plus l'approximation sera adéquate. La mesure plus exacte de l'effet en pourcentage de cette variable sur le salaire peut cependant être calculée relativement simplement : $\exp(\beta X) - 1$. Ainsi, si le coefficient d'une variable dichotomique est 0,10,

l'impact réel de cette variable sur le salaire horaire est de 10,5% (faire parti de cette catégorie plutôt que de la catégorie exclue augmente le salaire d'un individu de l'ordre de 10,5%). Cependant, si la valeur du coefficient est de 0,40, l'impact réel sur le salaire est de 49,2%, ce qui est substantiellement plus élevé. Tout au long de l'analyse, nous présenterons les valeurs en log-pourcentage. Le lecteur devra donc rester vigilant dans l'interprétation des résultats, tout particulièrement lorsque les pourcentages présentés sont élevés.

Dans une première partie, nous avons choisi de ne pas analyser les différences salariales inter-sectorielles séparément pour les hommes et pour les femmes puisque la taille de certains des échantillons se trouvait trop réduite pour nous permettre d'établir des comparaisons inter-sectorielles et de tirer des conclusions valables²⁴. À cette étape-ci, nous contrôlons plutôt pour le sexe à l'aide d'une variable dichotomique. Au moment de l'interprétation des résultats, il s'agit alors d'être prudent. En effet, la littérature indique la présence d'une rente dans le secteur public plus importante pour les femmes que pour les hommes, expliquée entre autre par l'avance probable du secteur public dans le domaine de l'équité salariale. L'analyse conjointe pour les hommes et les femmes ne permet pas de tenir compte de cette nuance d'une manière adéquate au moment de l'interprétation des résultats. Ceci dit, dans une seconde partie nous approfondirons l'analyse de décomposition afin de présenter des résultats désagrégés selon le sexe pour le secteur de l'administration québécoise-plus par rapport au secteur privé et par rapport à l'administration ontarienne-plus puisque la taille des échantillons pour ces secteurs nous

²⁴ Par exemple, notre échantillon ne comptait que 96 hommes de l'administration québécoise, 107 hommes de l'administration fédérale au Québec et 95 hommes de l'administrations ontarienne.

le permettait²⁵. Dans cette section nous étudierons également l'impact sur la composition des écarts salariaux du retrait de variables explicatives au modèle.

Finalement, les statistiques-t sont présentées pour chacune des régressions effectuées. Règle générale, nous ne commenterons pas la signifiante de chacune des variables, puisque nous sommes surtout intéressés à caractériser les écarts salariaux inter-sectoriels²⁶. Soulignons tout de même qu'à un niveau de signifiante de 95,0%, la variable est considérée statistiquement significative selon le test de Student à deux queues si la valeur de sa statistique-t est supérieure ou égale à 1,96. Si l'on admet plutôt un niveau de signifiante de 90,0%, la statistique-t devra être supérieure ou égale à 1,65 pour conclure en la signifiante.

²⁵ Ces échantillons comportent entre 492 et 2,807 observations selon le secteur.

²⁶ C'est pour cette raison que nous n'avons pas effectué de tests de Fischer. Ceux-ci sont utilisés pour évaluer la signifiante d'un groupe de variables. Pour une analyse plus approfondie de l'impact intra-sectoriel des différentes variables sur le salaire, un tel test aurait été de mise.

2. Données, population et variables de contrôle

2.1 Données utilisées et population à l'étude

Les données utilisées pour notre analyse empirique sont celles de *l'Enquête sur la population active* (l'EPA) de Statistique Canada pour le mois de janvier 2001. L'EPA est une enquête mensuelle réalisée auprès des ménages. Son échantillon est représentatif de la population canadienne civile non institutionnalisée de 15 ans et plus. La base de données initiale comprend 10,660 et 15,942 observations pour le Québec et l'Ontario respectivement²⁷.

2.1.1 Définition de la population. Nous avons par la suite exclu de cet échantillon les chômeurs et les inactifs, ainsi que les travailleurs familiaux non rémunérés et les travailleurs indépendants puisque nous nous intéressons aux différences salariales. Soulignons que même si nous avions voulu inclure les travailleurs indépendants dans notre analyse nous n'aurions pas pu, l'EPA ne contenant pas d'information quant à leur rémunération²⁸. Nous avons également choisi d'exclure les employés des industries agricole et forestière, de la chasse et de la pêche, de l'extraction minière, pétrolière et de l'extraction du gaz. Nous justifions ce choix du fait qu'il y a très peu d'employés de ces industries dans le secteur public, ce qui rend difficiles les comparaisons. De plus, plusieurs des études antérieures ont exclu ces travailleurs de leur échantillon²⁹. Ces travailleurs ont d'abord été enlevés de l'échantillons selon leur industrie d'appartenance.

²⁷ Chiffres pour avril 2001. Le nombre d'observations peut être légèrement différent pour les données du mois de janvier.

²⁸ L'Enquête sur la population active donne le salaire horaire habituel des employés seulement.

²⁹ L'étude de l'ISQ exclu l'agriculture, l'exploitation forestière et les services forestiers, la pêche et le piégeage ainsi que la construction. Gunderson (1979b) exclut l'ensemble des industries primaires ainsi que la construction. Mueller (1998), Prescott & Wandschneider (1999) et Mueller (2000) excluent l'agriculture.

Puis, certaines observations « résiduelles » d'individus appartenant à ces industries ont pu être identifiées et éliminées grâce à la variable « profession à l'emploi principal » qui comprend des catégories propres à ces industries³⁰. Les salariés âgés de 70 ans et plus ont également été enlevés vu leur caractère un peu inhabituel, de même que ceux gagnant moins de 4\$/heure³¹. Suite à ces manipulations, notre échantillon est composé de 8,547 salariés québécois, dont 6,388 sont employés du secteur privé et 2,159 sont employés du secteur public, et de 15,388 salariés ontariens, dont 12,270 du secteur privé et 3,118 du secteur privé.

2.1.2 Avantages et inconvénients des données de l'EPA. Comparativement aux données utilisées par les auteurs des études canadiennes présentées à la section précédente, les données de l'Enquête sur la population active ont l'avantage d'être récentes et les variables disponibles relativement adéquates pour notre étude. En effet, les données de l'Enquête sur l'activité ne sont disponibles que pour les années 1986 à 1990, alors que les données du recensement sont, comme nous l'avons vu à la section précédente, relativement restreintes quant à l'information qu'elles contiennent sur les emplois (absence du statut syndical, données non disponibles par paliers de gouvernement, etc.). Les données de l'EPA sont tout de même plus limitées que celles de l'EA, ne comprenant pas d'information sur certaines caractéristiques individuelles pouvant avoir un effet sur les salaires, tels les langues parlées ou l'appartenance à une

³⁰ « professions propres à l'exploitation forestière, minière, pétrolière et gazifière et à la pêche, sauf les manœuvres » et « professions propres à l'agriculture sauf les manœuvres »

³¹ La borne inférieure de 4\$/heure est choisie de façon arbitraire et se base sur une décision similaire de Prescott & Wandschneider (1999) quant au traitement des données. Nous croyons que des salaires inférieurs à ce montant peuvent être dus à des erreurs de mesures dans les estimations de revenus ou dans le nombre d'heures travaillées.

minorité visible. Cependant, à l'instar de l'EA, les données de l'EPA contiennent de l'information sur le statut syndical, une variable d'importance étant donné le degré élevé de syndicalisation dans le secteur public, ainsi qu'une variable « catégorie de travailleurs » permettant de déterminer si l'employeur est du secteur public ou privé. Cette dernière variable est importante puisqu'elle nous permet d'étendre notre définition du secteur public aux salariés faisant parti du secteur quasi-public, plutôt que de la limiter aux employés identifiés par la variable « branche d'activité principale » comme faisant parti de l'administration publique³². Ainsi, dans notre analyse, les différents éléments du secteur public seront déterminés à la fois par la variable « catégorie de travailleurs » et « branche d'activité principale ». Par exemple, un employé de l'administration provinciale appartiendra à l'industrie « administration publique provinciale » et à la catégorie de travailleur « employé du secteur public ». Dans cet exemple, la définition de l'employeur apparaît comme redondante. Cependant, elle ne l'est pas lorsqu'il s'agit de déterminer les individus oeuvrant dans la santé ou l'éducation et étant employés par le gouvernement. Un tel salarié appartiendra à l'industrie « éducation » (ou « santé et services sociaux ») et à la catégorie de travailleur « employé du secteur public ».

Cette distinction nous permet de retenir deux définitions du secteur public provincial, soient l'administration provinciale au sens strict et l'administration provinciale-plus à laquelle s'ajoutent les employés de l'éducation et de la santé et des services sociaux. La méthode de Blinder (1973) et Oaxaca (1973) nous permettra de calculer les écarts de

³² En effet, sans l'existence de cette variable, nous n'aurions pas pu déterminer l'employeur pour les travailleurs des différentes industries où le secteur pourrait être ambigu. Pensons notamment à l'industrie du transport, des communication, des services publics, des services d'enseignement, des soins de santé et d'assistance sociale ou encore à l'information, la culture et les loisirs.

salaires de ces deux catégories par rapport les autres salariés québécois (ASQ)³³, le secteur privé, l'administration fédérale au Québec, l'administration municipale québécoise, l'administration provinciale ontarienne et l'administration provincial-plus ontarienne.

2.2 Variables de contrôle

2.2.1 Régression principale. L'équation suivante sera estimée par les moindres carrés ordinaires pour chacun des secteurs à l'étude (ainsi que pour l'ensemble de la population québécoise et ontarienne lorsque nous contrôlons pour le secteur à l'aide de variables dichotomiques) :

$$\ln \text{ salaire} = \beta_0 + \beta_1 \text{ homme} + \beta_2 \text{ âge20-24} + \beta_3 \text{ âge25-29} + \beta_4 \text{ âge30-34} + \beta_5 \text{ âge35-39} + \beta_6 \text{ âge40-44} + \beta_7 \text{ âge45-49} + \beta_8 \text{ âge50-54} + \beta_9 \text{ âge55-59} + \beta_{10} \text{ âge60-64} + \beta_{11} \text{ âge65-69} + \beta_{12} \text{ marié} + \beta_{13} \text{ veuf} + \beta_{14} \text{ séparé} + \beta_{15} \text{ secondaire-partiel} + \beta_{16} \text{ secondaire} + \beta_{17} \text{ post-secondaire-partiel} + \beta_{18} \text{ post-secondaire} + \beta_{19} \text{ bac} + \beta_{20} \text{ cycles-supérieurs} + \beta_{21} \text{ durée7-12m} + \beta_{22} \text{ durée1-5a} + \beta_{23} \text{ durée6-10a} + \beta_{24} \text{ durée11-20a} + \beta_{25} \text{ durée20a-plus} + \beta_{26} \text{ temps-plein} + \beta_{27} \text{ syndicat} + \beta_{28} \text{ professionnel} + \beta_{29} \text{ personnel-bureau} + \beta_{30} \text{ santé} + \beta_{31} \text{ éducation} + \beta_{32} \text{ vente} + \beta_{33} \text{ hôtellerie/restauration} + \beta_{34} \text{ protection} + \beta_{35} \text{ Montréal(Toronto)} + \beta_{36}$$

³³ Les autres salariés québécois comprennent le secteur privé, l'administration fédérale au Québec, les entreprises quasi-public fédérales au Québec, les administrations municipales, les entreprises quasi-publics municipales au Québec ainsi que les entreprises quasi-publics provinciales excluant celles des domaines de l'éducation, de la santé et des services sociaux puisque qu'elles sont déjà incluses dans la définition de l'administration provinciale-plus. Contrairement à la santé et à l'éducation qui sont entièrement financés et gérés par les provinces, nous ne pouvions pas inclure les autres sous-secteurs du quasi-public (tels les services publics, les transports, l'information, la culture, les loisirs, etc.) dans la définition de l'administration provinciale-plus, puisqu'il nous était impossible de les subdiviser selon le palier de gouvernement dont elles relèvent.

saisonnier + β_{37} temporaire/contractuel + β_{38} occasionnel + β_{39} nbentre20-99 + β_{40} nbentre100-500 + β_{41} nbplus500 + ϵ

La variable dépendante est le logarithme naturel du salaire horaire moyen habituel³⁴. Le salaire horaire moyen tel que fournit par Statistique Canada comprend les pourboires, les commissions et les primes. Il est calculé avant impôt et autres déductions.

Quant aux variables explicatives, elles sont toutes des variables dichotomiques, et la majorité d'entre elles appartiennent à un groupe de variables dichotomiques (ex : âge, éducation, etc.). Le groupe de référence est défini par les catégories omises dans chacun des groupes de variables dichotomiques.

2.2.2 Attentes quant aux coefficients des variables. La première variable est celle qui contrôle pour le sexe. Nous pouvons nous attendre à ce que son coefficient soit positif, puisque la catégorie omise est les femmes et qu'il est réaliste de penser que celles-ci sont victimes de discrimination salariale sur le marché du travail. Ainsi, être un homme plutôt qu'une femme aurait un impact positif sur le salaire horaire espéré. Les variables 2 à 11 contrôlent pour l'âge des salariés. La catégorie omise est celle des salariés âgés de 15 à 19 ans. Nous pouvons nous attendre à ce que le salaire augmente lorsque l'on passe d'un groupe d'âge à un autre, au fur et à mesure que l'individu prend de la maturité. Les coefficients de ces variables devraient donc être positif et augmenter lorsque l'on passe d'une catégorie à l'autre. La prochaine catégorie de variables, celle du statut matrimonial,

³⁴ Lorsque le salaire horaire est inconnu, Statistique Canada l'obtient divisant le salaire de la période pour laquelle il est disponible (hebdomadaire, mensuel, annuel) par le nombre d'heures travaillées au cours de cette période.

omet le groupe des célibataires. Par rapport aux célibataires, il est difficile de prédire si les salariés mariés, veufs ou séparés auront un salaire horaire espéré inférieur ou supérieur. Les variables 15 à 20 contrôlent pour le dernier niveau d'éducation atteint. Nous nous attendons à des coefficients positifs puisque la catégorie omise est celle des individus ayant entre 0 et 8 années d'éducation (peu importe s'ils ont ou non terminé leur formation primaire). Ainsi, nous nous attendons à ce que un diplôme d'études secondaires, des études post-secondaires partielles, un diplôme d'études post-secondaires, un diplôme de baccalauréat et un diplôme de cycles supérieurs rapportent plus que l'absence d'éducation (ou qu'un diplôme du primaire). Plus le niveau d'éducation atteint est élevé, plus le coefficient de la variable qui le représente devrait être important. Seul le coefficient pour la variable dichotomique « études secondaires partielles » demeure incertain, puisque la démarcation est mince entre un individu qui aurait terminé son éducation primaire et un individu qui aurait terminé sa première année de secondaire. Les coefficients du groupe de variables « durée » (variables 21 à 25) devraient également être positifs. Ces variables représentent le nombre de mois ou d'années que l'individu a passé au sein de la même organisation³⁵. Le groupe de référence est « 1 à 6 mois ». Plus un individu a de l'expérience au sein d'une même organisation, plus on peut s'attendre à ce qu'il avance dans l'échelle salariale. Ainsi, toutes choses étant égales, un individu ayant entre 1 à 5 ans de services devraient avoir un salaire plus élevé qu'un individu qui en est à ses premiers six mois au sein de l'organisation. Encore une fois, plus l'ancienneté est

³⁵ Les données de l'EPA nous donne cette variable en nombre de mois. Nous l'avons recodé en 6 classes : entre 1 et 6 mois au même endroit, entre 7 et 12 mois, entre 1 et 5 ans, entre 6 et 10 ans, entre 11 et 20 ans et plus de 20 ans au même endroit. Peu importe que l'employé ait occupé plus d'un emploi ou travaillé à plus d'un endroit, si l'employeur est resté le même, on considère que la période d'emploi est ininterrompue. Cette classification nous apparaît refléter adéquatement la progression salariale normale d'un individu au sein d'une organisation.

importante, plus un peu s'attendre à un coefficient élevé. La variable « syndicat » représente les individus couverts par une convention collective, qu'ils soient membres d'un syndicat ou non. Il est raisonnable de penser que le coefficient de cette variable soit positif. Les variables 28 à 34 contrôlent pour la profession³⁶. La catégorie omise est celle des cadres. Nous nous attendons à des coefficients négatifs pour les variables personnel de bureau, éducation, vente, hôtellerie et restauration et services de protection³⁷. Cependant, nous sommes incertains quant aux signes des coefficients pour les catégories « professionnel » et « santé ». La variable « Montréal » (ou « Toronto ») contrôle pour le fait de vivre dans une métropole. Nous pouvons nous attendre ici à des coefficients positifs. Pour ce qui est des signes des coefficients des variables contrôlant pour le statut de l'emploi (« permanent », « saisonnier », « temporaire/contractuel » et « occasionnel »), il sont plus difficiles à prévoir. La catégorie omise est « permanent », et l'on pourrait se demander si les employés saisonniers, temporaires ou occasionnels ne reçoivent pas une prime pour compenser pour le manque de stabilité lié à leur emploi. Le cas échéant, les coefficients seraient positifs. Cependant, le statut de permanent peut signifier que l'employé a réussi à se tailler une place stable au sein de l'entreprise et que celle-ci tient à le conserver à son service. Dans ce cas, on pourrait s'attendre à des coefficients négatifs. Finalement, les variables 39 à 41 contrôlent pour la taille de l'établissement. La catégorie omise est celle des entreprises ayant moins de 20 employés.

Les autres variables se définissent comme suit : entre 20 et 99 employés, entre 100 et 500

³⁶ À partir des 47 définitions d'emplois de l'EPA, nous avons construit neuf « groupes d'emploi ». Cette classification nous permet, exception faite de la vente, d'avoir des représentants de chacun de ces groupes pour chacune des définitions des secteurs publics. Ceci facilitera la décomposition des écarts de salaires observés entre les différents secteurs.

³⁷ Les services de protections incluent policiers, pompiers, shérifs, huissiers de justice, agents de services correctionnels, agents d'application de règlements municipaux et autres agents de réglementation, personnel exclusif aux forces armées, autre personnel de service de protection et gardiens de sécurité et personnel assimilé.

employés et plus de 500 employés³⁸. Nous nous attendons à des coefficients positifs : plus la taille de l'organisation est importante, plus on peut s'attendre à ce qu'elle ait les moyens de bien rémunérer ses employés, et moins l'on s'attend à ce qu'elle exerce un contrôle serré sur les salaires.

2.3 Statistiques descriptives

2.3.1 Répartition selon les variables explicatives, par province. Le tableau 2 présente les différentes variables à l'étude ainsi que leurs moyennes échantillonales pondérées³⁹ pour le Québec et l'Ontario. Comme il s'agit exclusivement de variables dichotomiques, les valeurs moyennes représentent tout simplement la proportion de travailleurs dans chacune des catégories. Par exemple, au Québec et pour notre échantillon, 74,7% des salariés oeuvrent dans le secteur privé contre 25,3% pour le secteur public. De ceux-ci, environ 9,3% (i.e., 2,4% de l'échantillon total) sont de l'administration québécoise, 27,9% (i.e., 7,1% de l'échantillon total) oeuvrent pour l'État dans les soins de santé et de services sociaux, 28,2% (i.e., 7,1% de l'échantillon total) oeuvrent dans l'éducation, 9,9% (i.e., 2,5% de l'échantillon total) font parti de l'administration fédérale au Québec, 9,8% (i.e., 2,5% de l'échantillon total) travaillent pour des administrations locales et 15,2% (i.e., 3,8% de l'échantillon total) sont employés dans d'autres entreprises étatiques au Québec (par exemple, Hydro-Québec et la Société des Alcools du Québec). Nous pouvons également obtenir la proportion d'individus contenus dans la catégorie autres salariés québécois (83,5%) en faisant la somme des secteurs concernées⁴⁰.

³⁸ Il s'agit du nombre d'employés travaillant dans tous les établissements de l'employeur.

³⁹ La pondération est effectuée à partir des poids contenus dans la base de données, permettant ainsi un portrait plus adéquat des populations québécoise et ontarienne.

⁴⁰ Secteur privé, autres quasi-public, administration fédérale au Québec et administrations locales.

Tableau 2
Répartition de l'échantillon selon les différentes variables
Ontario et Québec, 2001

	Moyenne Qc.	Moyenne Ont.
Secteur privé	0,747	0,797
Secteur public	0,253	0,203
Administration provinciale	0,023	0,012
Soins de santé&assistance sociale (public)	0,071	0,050
Services d'enseignement (public)	0,071	0,067
Administration provinciale-plus	0,165	0,129
Administration fédérale	0,025	0,022
Administration locale	0,025	0,019
Autres quasi-public	0,038	0,038
Femmes	0,480	0,495
Hommes	0,520	0,505
15-19 ans	0,052	0,065
20-24 ans	0,110	0,096
25-29 ans	0,113	0,124
30-34 ans	0,119	0,134
35-39 ans	0,138	0,145
40-44 ans	0,158	0,139
45-49 ans	0,129	0,110
50-54 ans	0,102	0,099
55-59 ans	0,055	0,054
60-64 ans	0,021	0,027
65-69 ans	0,004	0,006
Marié/vivant union	0,405	0,562
Célibataire	0,510	0,365
Veufs	0,008	0,009
Séparé/divorcé	0,077	0,064
0-8 ans d'éducation	0,045	0,023
Études secondaires partielles	0,123	0,130
Diplôme d'études secondaires	0,171	0,229
Études post-secondaires partielles	0,085	0,101
Diplôme ou certificat d'études post-secondaires	0,381	0,298
Université – Baccalauréat	0,142	0,151
Université – Diplôme de 2 ^e cycle	0,053	0,070
Durée de l'emploi : 1-6 mois	0,129	0,145

7-12 mois	0,090	0,092
1-5 ans	0,294	0,321
6-10 ans	0,136	0,143
11-20 ans	0,189	0,191
Plus de 20 ans	0,163	0,108
Temps plein	0,802	0,817
Temps partiel	0,198	0,183
Couverture syndicale	0,414	0,286
Non-couvert	0,586	0,714
Cadre	0,082	0,094
Professionnel	0,101	0,116
Personnel de bureau	0,251	0,239
Santé	0,070	0,063
Éducation	0,051	0,047
Vente	0,066	0,073
Hôtellerie/restauration	0,137	0,124
Protection	0,017	0,014
Col bleu	0,226	0,231
Montréal (Toronto)	0,494	0,430
Autre	0,506	0,570
Permanent	0,864	0,903
Saisonnier	0,015	0,012
Temporaire&contractuel	0,082	0,057
Occasionnel & autre	0,040	0,028
Moins de 20 employés	0,303	0,288
Entre 20 et 99 employés	0,319	0,326
Entre 100 et 499 employés	0,230	0,238
Plus de 500 employés	0,147	0,149
Salaire horaire	16,53	18,00
Ln salaire	2,69	2,75

Au Québec, on constate une plus grande proportion de célibataires qu'en Ontario. En effet, 51,0% des salariés y sont célibataires contre 36,5% en Ontario. Une explication probable de cette différence marquée serait qu'une plus grande proportion de Québécois que d'Ontariens vivent en union libre non déclarée. De plus, les travailleurs québécois

sont beaucoup plus syndiqués que leurs confrères ontariens. Finalement, le salaire horaire moyen est plus faible au Québec qu'en Ontario (16,53\$ et 18,00\$ respectivement).

2.3.2 Répartition selon les variables explicatives, par secteur. Le tableau 3 fournit les mêmes statistiques descriptives, mais cette fois-ci désagrégées par secteur. Ceci nous permet de repérer aisément les différences de caractéristiques pouvant expliquer les écarts de revenu entre les secteurs.

Les femmes sont proportionnellement plus nombreuses dans l'administration provinciale (et provinciale-plus) au Québec et en Ontario que dans le secteur privé ou la fonction municipale. La faible proportion de femmes dans l'administration municipale s'explique par une forte présence de cols-bleus au sein de celle-ci (22,1%). Autant au Québec qu'en Ontario, la plus forte concentration de femmes se retrouve dans l'administration provinciale-plus puisque celle-ci comprend les secteurs traditionnellement féminins de la santé et de l'éducation.

Les salariés de l'administration québécoise sont généralement plus éduqués que les autres salariés québécois et que ceux du secteur privé. On y compte notamment plus d'universitaires. En effet, 29,5% des employés de l'administration québécoise-plus détiennent un diplôme de premier cycle universitaire et 15,1% un diplôme de cycle supérieur. Au sein du secteur privé, ces proportions ne s'élèvent qu'à 10,3% et 3,1% de l'ensemble des salariés. L'administration québécoise est légèrement moins éduquée que l'administration québécoise-plus, sa part de diplômés universitaires s'élevant à 26,1% et

à 8,9% pour les détenteurs de diplômes de premier et de deuxième/troisième cycle respectivement. Au sein de l'administration fédérale, 29,4% des employés détiennent un diplôme de premier cycle universitaire et 12,8% ont obtenu un diplôme d'études supérieures, ce qui est supérieur aux proportions observées dans l'administration québécoise. Les proportions de diplômés au sein de l'administration québécoise(-plus) sont comparables à ce qui est observé au sein de l'administration ontarienne(-plus). Parmi le secteur public, c'est au niveau des administrations locales qu'on observe la plus faible proportion d'individus ayant obtenus un diplôme universitaire. Cependant, on y note une très grande proportion de diplômés post-secondaires (50,7% des salariés).

Quant à la variable « durée », tout semble indiquer que les salariés du secteur public restent au service de leur employeur plus longtemps que ceux du secteur privé. Ceci pourrait être justifié par la taille des diverses branches de la fonction publique, qui comptent en moyenne plus d'employés que les entreprises privées, offrant ainsi aux employés une plus grande mobilité au sein d'une même organisation. Ou encore, ceci pourrait être expliqué par une moyenne d'âge qui paraît être plus élevée dans le secteur public que dans le secteur privé. Force est de constater que les employés gouvernementaux ont tout de même tendance à rester au sein de la fonction publique plusieurs années. C'est au sein des administrations municipales que l'on note la plus grande loyauté face à l'employeur : 31,4% y sont salariés depuis plus de 20 ans et 33,6% y sont depuis entre 11 et 20 ans. Au sein de l'administration québécoise-plus ces chiffres sont de 27,5% et de 25,8% (27,3% et 24,2% pour l'administration québécoise). Dans le

secteur privé, seulement 11,8% des salariés ont le même employeur depuis plus de 20 ans, et 16,3% depuis entre 11 et 20 ans.

L'administration provinciale-plus, tant au Québec qu'en Ontario, compte la plus grande proportion d'individus travaillant à temps partiel (26,5% au Québec et 20,98% en Ontario). Ceci s'explique du fait que ce secteur, majoritairement féminin, comprend le personnel de la santé et de l'éducation. Ces derniers profitent de différentes possibilités de travail à temps partiel qui sont traditionnellement offertes dans ces secteurs. L'administration provinciale au sens strict offre quant à elle plutôt des emplois à temps plein. En effet, 98,5% des employés de l'administration publique québécoise (97,4% pour l'administration publique ontarienne) sont à temps plein, contre 80,7% des salariés du secteur public. Par ailleurs, le secteur public compte une plus faible proportion de salariés permanents que le secteur privé.

Comme mentionné préalablement, les syndicats sont plus fortement présents au Québec qu'en Ontario et au sein du secteur public qu'au sein du secteur privé. Au Québec, c'est l'administration provinciale qui compte la plus grande proportion de salariés couverts par une convention collective (86,4%), suivie de l'administration fédérale (83,7%), de l'administration provinciale-plus (83,6%) et des administrations locales (68,5%). La différence est marquée avec le secteur privé, où seuls 28,1% des salariés sont syndiqués. En Ontario, l'administration provinciale-plus est syndiquée à 70,9% (72,2% pour l'administration provinciale).

L'administration québécoise compte 40,8% de personnel de bureau, 29,7% de professionnels, 10,1% de cadres, 9,53% de salariés oeuvrant dans la santé et 8,25% dans la protection. Avec un portrait relativement similaire, l'administration ontarienne comprend cependant moins de professionnels (18,1%), mais plus d'individus dans la protection (20,2%). L'emploi dans l'administration fédérale au Québec est aussi sensiblement le même, quoiqu'on y compte plus de cadres (12,3%) et moins de gens dans la santé (3,5%). Les administrations municipales sont caractérisées par une très forte proportion d'individus dans la protection (27,1% des salariés) et de nombreux cols-bleus (22,2% des salariés). Le secteur privé compte 27,7% de cols bleus, 23,9% de personnel de bureau, 9,4% de professionnels, 9,1% de cadres et 8,7% de salariés dans la vente. Cette dernière branche d'activité est quasi-inexistante au sein du secteur public.

Au sein des administrations provinciale et fédérale au Québec, la proportion de salariés travaillant dans la métropole est moins grande que celle pour le secteur privé. En effet, les bureaux des fonctions publiques sont généralement localisés à la ville de Québec dans le cas de l'administration québécoise et à Ottawa pour la fonction fédérale.

Finalement, c'est au sein de l'administration ontarienne que le salaire horaire moyen est le plus élevé (23,55\$/heure), suivi de la fonction fédérale (22,58\$/heure), de l'administration ontarienne-plus (21,98\$/heure), de l'administration québécoise (21,82\$/heure), de l'administration québécoise-plus (21,24\$/heure), des administrations locales (19,66\$/heure), loin en avance sur le secteur privé (14,59\$/heure).

Ce bref portrait des différents secteurs démontre que les salariés du secteur public sont en moyenne plus riches en capital humain que ceux du secteur privé. Ils sont en général plus éduqués et ont plus d'années d'expérience au sien de leur organisation que leurs confrères du privé, confirmant les résultats d'études antérieures. Ce constat est aussi vrai pour chacune des sous-catégories du secteur public et, mis à part pour les administrations municipales, les caractéristiques moyennes des salariés sont sensiblement les mêmes d'une sous-catégorie à l'autre. Des autres caractéristiques individuelles ou de l'emploi pouvant avoir un impact positif sur le salaire, soulignons que les employés du secteur public sont plus syndiqués et généralement à temps plein. Cependant, la forte présence de femmes dans le secteur public peut affecter à la baisse les salaires moyens de ce secteur par rapport au salaire moyen dans le privé.

Tableau 3
Répartition de l'échantillon selon les différentes variables, par secteur
Ontario et Québec, 2001

	Adm. prov. plus	Adm. Prov	ASQ ⁴¹	Prive	Adm. muni.	Adm. fed.	Adm. Ont. plus	Adm. Ont
Nombre d'observations	1 547	200	7 000	6 225	245	245	2 220	205
Femmes	0,6676	0,5140	0,4432	0,4484	0,3550	0,5572	0,7233	0,5337
Hommes	0,3324	0,4860	0,5598	0,5516	0,6450	0,4428	0,2767	0,4663
15-19 ans	0,0048	0,0040	0,0615	0,0658	0,0670	0,0133	0,0088	0,0000
20-24 ans	0,0633	0,0601	0,1192	0,1280	0,0488	0,0487	0,0590	0,0461
25-29 ans	0,1002	0,0577	0,1150	0,1212	0,0580	0,0922	0,1099	0,0788
30-34 ans	0,1120	0,0929	0,1202	0,1210	0,1109	0,1260	0,1312	0,1878
35-39 ans	0,1254	0,1228	0,1402	0,1427	0,1513	0,1208	0,1344	0,1056
40-44 ans	0,1621	0,1758	0,1571	0,1507	0,1679	0,1667	0,1327	0,1267
45-49 ans	0,1837	0,2434	0,1187	0,1109	0,1545	0,1918	0,1380	0,1559
50-54 ans	0,1539	0,1548	0,0918	0,0858	0,1325	0,1510	0,1626	0,1937
55-59 ans	0,0733	0,0648	0,0511	0,0494	0,0888	0,0629	0,0812	0,0760
60-64 ans	0,0202	0,0238	0,0207	0,0198	0,0145	0,0180	0,0368	0,0292
65-69 ans	0,0012	0,0000	0,0047	0,0046	0,0058	0,0087	0,0053	0,0000
Marié/vivant union	0,4674	0,3755	0,3926	0,3808	0,5153	0,4328	0,6584	0,6765
Célibataire	0,4261	0,4690	0,5271	0,5413	0,3757	0,4765	0,2551	0,2371
Veufs	0,0093	0,0212	0,0074	0,0071	0,0072	0,0185	0,0107	0,0057
Séparé/divorcé	0,0972	0,1343	0,0728	0,0708	0,1018	0,0721	0,0758	0,0808
0-8 ans d'éducation	0,043	0,0087	0,0490	0,0522	0,0503	0,0000	0,0074	0,0046
Études secondaires partielles	0,0303	0,0230	0,1409	0,1510	0,0666	0,0373	0,0398	0,0212
Diplôme secondaires	0,1079	0,1531	0,1840	0,1868	0,1252	0,1597	0,1053	0,2173
Post-secondaires partielles	0,0444	0,0609	0,0929	0,0919	0,1085	0,1175	0,0614	0,1067
Diplôme post-secondaires	0,3467	0,4048	0,3879	0,3843	0,5069	0,2631	0,3209	0,3060
Université – Baccalauréat	0,2952	0,2606	0,1118	0,1028	0,1322	0,2944	0,2728	0,2172
Université – Diplôme de 2 ^e cycle	0,1511	0,0889	0,0335	0,0312	0,0103	0,1281	0,1925	0,1267
Durée de l'emploi : 1-6 mois	0,0965	0,0838	0,1354	0,1454	0,0610	0,0744	0,1200	0,0627

⁴¹ Autres salariés québécois

7-12 mois	0,0356	0,0253	0,1009	0,1081	0,0363	0,0556	0,0494	0,0616
1-5 ans	0,2095	0,2807	0,3101	0,3244	0,1924	0,2273	0,2321	0,2341
6-10 ans	0,1251	0,0942	0,1378	0,1416	0,0802	0,1159	0,1309	0,1351
11-20 ans	0,2584	0,2427	0,1752	0,1626	0,3161	0,1999	0,2932	0,2684
Plus de 20 ans	0,2749	0,2733	0,1406	0,1178	0,3140	0,3270	0,1744	0,2380
Temps plein	0,7352	0,9846	0,8157	0,8069	0,8042	0,9339	0,7902	0,9741
Temps partiel	0,2648	0,0154	0,1843	0,1931	0,1958	0,0661	0,2098	0,0256
Couverture syndicale	0,8359	0,8643	0,3310	0,2807	0,6849	0,8369	0,7090	0,7224
Non-couvert	0,1642	0,1357	0,6690	0,7193	0,3151	0,1631	0,2910	0,2776
Cadre	0,0373	0,1011	0,0911	0,0915	0,0722	0,1248	0,0612	0,0820
Professionnel	0,0943	0,2965	0,1020	0,0943	0,0763	0,3069	0,0859	0,1812
Personnel de bureau	0,2464	0,4083	0,2524	0,2394	0,3078	0,4188	0,2154	0,4296
Santé	0,1871	0,0943	0,0468	0,0464	0,0397	0,0346	0,1694	0,0599
Éducation	0,2764	0,0040	0,0061	0,0062	0,0114	0,0144	0,3277	0,0029
Vente	0,0016	0,0000	0,0784	0,0873	0,0000	0,0000	0,0004	0,0000
Hôtellerie/restauration	0,1267	0,0015	0,1387	0,1513	0,0000	0,0083	0,1057	0,0108
Protection	0,0152	0,0825	0,0170	0,0067	0,2708	0,0728	0,0201	0,2023
Col bleu	0,0149	0,0118	0,2675	0,2768	0,2218	0,0193	0,0142	0,0307
Montréal (Toronto)	0,4340	0,3339	0,5057	0,5114	0,5438	0,3596	0,3505	0,3688
Autre	0,5660	0,6661	0,4943	0,4886	0,4562	0,6404	0,6495	0,6312
Permanent	0,7683	0,8056	0,8833	0,8888	0,8444	0,7836	0,8625	0,8470
Saisonnier	0,0032	0,0088	0,0167	0,0163	0,0308	0,0034	0,0093	0,0082
Temporaire&contractuel	0,1752	0,1223	0,0629	0,0565	0,1036	0,1938	0,0952	0,1356
Occasionnel & autre	0,0532	0,0633	0,0371	0,0384	0,0213	0,0192	0,0330	0,0092
Moins de 20 employés	0,0358	0,0280	0,2285	0,2774	0,1644	0,0120	0,0385	0,0337
Entre 20 et 99 employés	0,0599	0,0557	0,1917	0,2029	0,2437	0,0142	0,0749	0,0299
Entre 100 et 499 employés	0,2090	0,1273	0,1448	0,1494	0,1958	0,0326	0,1490	0,0536
Plus de 500 employés	0,6954	0,7391	0,4349	0,4003	0,3661	0,9412	0,7377	0,8827
Salaire horaire moyen	21,24\$	21,82\$	15,30\$	14,59\$	19,66\$	22,58\$	21,98\$	23,55\$
Ln salaire	2,99	3,00	2,62	2,57	2,87	3,05	3,01	3,095

3. Résultats et analyse

3.1 Résultats des régressions MCO, variables dichotomiques pour contrôler pour le secteur

Le tableau 4 donne les résultats des régressions pour le Québec et l'Ontario lorsque nous contrôlons pour le secteur à l'aide de variables dichotomiques⁴². La variable dépendante est le logarithme naturel du salaire horaire. La catégorie omise pour chacun des groupes de variables dichotomiques apparaît entre parenthèses et définit le groupe de référence⁴³.

Tableau 4
Régressions avec les divers paliers du secteur public en
variables dichotomiques, 2001
Québec et Ontario (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Variables	Québec		Ontario	
	Coefficient	Stat-t	Coefficient	Stat-t
(prive)				
fctprov	0,123	5,41	0,170	6,24
fctfed	0,045	1,43	0,023	0,95
fctmun	0,031	0,91	0,026	0,93
sante	0,063	3,29	0,090	5,99
educa	0,112	4,82	0,014	0,88
autrepub	0,102	4,35	0,073	4,35
(femme)				
homme	0,171	15,85	0,175	21,9
(age 15-19)				
age20-24	0,103	6,18	0,138	10,2
age25-29	0,272	12,76	0,250	15,73
age30-34	0,328	15,90	0,332	19,72
age35-39	0,381	18,82	0,352	21,26

⁴² La catégorie omise est le secteur privé. Une variable dichotomique a été créée pour chacune des sous-catégories du secteur public suivantes : l'administration provinciale, l'administration fédérale, l'administration municipale, la santé et les services sociaux, l'éducation et les « autres quasi-publics ».

⁴³ Le groupe de référence sont les femmes célibataires salariées du secteur privé âgées entre 15 et 19 ans, ayant entre 0 et 8 années d'éducation et vivant à l'extérieur de la région métropolitaine de Montréal (ou de Toronto). Elles oeuvrent comme cadres à temps partiel au sein de la même entreprise (de moins de 20 employés) depuis 1 à 6 mois. Ainsi, la constante de la régression (2,4212) donne le log du salaire horaire moyen espéré d'un individu possédant l'ensemble de ces caractéristiques. En faisant l'antilog, on obtient le salaire horaire moyen espéré pour notre groupe de référence (11,26\$/heure au Québec)

age40-44	0,379	17,85	0,341	19,72
age45-49	0,393	17,39	0,343	18,83
age50-54	0,402	16,91	0,345	17,92
age55-59	0,355	13,74	0,315	15,14
age60-64	0,327	7,70	0,302	11,95
age65-69	0,397	4,04	0,253	3,56
(celibataire)				
marie	0,021	1,85	0,041	4,21
veuf	0,059	1,24	-0,050	-1,69
separe	-0,019	-0,98	0,030	1,94
(0-8 ans educ)				
secondairepart	-0,003	-0,13	0,008	0,35
secondaire	0,086	3,64	0,066	3,05
postsecpart	0,095	3,83	0,105	4,47
postsec	0,164	7,21	0,178	8,27
bac	0,302	10,68	0,274	11,34
cyclesup	0,348	9,65	0,288	10,27
(duree1-6m)				
duree7-12m	0,028	1,4	0,051	3,52
duree1-5a	0,021	1,26	0,074	6,45
duree6-10a	0,094	4,77	0,159	11,11
duree11-20a	0,164	8,24	0,209	15,07
duree+20a	0,194	9,05	0,313	19,21
(tempspartiel)				
tempsplein	0,064	4,61	0,115	10,81
(non couvert)				
syndic	0,086	7,32	0,047	5,27
(cadre)				
professionnel	0,072	2,96	0,009	0,53
personnel de bureau	-0,220	-10,13	-0,283	-18,54
sante	0,003	0,13	-0,058	-2,93
education	-0,291	-10,9	-0,333	-16,56
vente	-0,354	-15,06	-0,477	-28,3
hotel/restau	-0,235	-6,14	-0,375	-10,85
protection	-0,211	-9,35	-0,284	-17,62
(autrenonRMR)				
Montreal - Toronto	0,024	2,61	0,032	4,38
(permanent)				
saisonnier	-0,057	-1,81	0,011	0,39
tempocontrat	-0,019	-1,01	-0,050	-3,16
occasionel	-0,021	-1,15	-0,041	-2,52
(moinsde20)				
nbentre20-99	0,033	2,16	0,039	3,2
nbentre100-500	0,084	5,18	0,076	6,02
nbentre+500	0,112	8,12	0,101	9,65
constante	2,421	23,99	2,122	72,45
R-carré	0,5688		0,5564	

La rente ou l'avantage de l'administration provinciale par rapport au secteur privé est de 12,3% au Québec et de 17% en Ontario. Les salaires versés par la fonction fédérale au Québec affichent quant à eux une avance de 4,5% par rapport aux salaires versés dans le secteur privé, alors que pour les administrations municipales la rente est de 3,1%. Notons que ces deux derniers résultats ne sont pas statistiquement significatifs à un niveau de confiance de 90,0%, d'où la parité de la rémunération de ces deux secteurs à celle du secteur privé ne peut être exclue.

Une régression similaire et présentée en Annexe A a été effectuée pour mesurer l'avantage de l'administration provinciale-plus dans son ensemble par rapport au secteur privé. Pour le Québec, nous obtenons une rente de 9,1%; pour l'Ontario, nous obtenons une rente de 5,3%.

En général, les coefficients des diverses variables sont conformes aux attentes. Au Québec, les hommes gagnent en moyenne 17,1% de plus que les femmes, même après avoir contrôler pour les caractéristiques ayant une incidence sur le salaire. Le salaire est également une fonction croissante de l'âge, de l'éducation et du nombre d'années passées au sein d'une même entreprise. Les salariés mariés gagnent plus que les célibataires, et ceux travaillant à temps plein sont mieux rémunérés que ceux à temps partiel. Seuls les professionnels ont un salaire plus élevé que les cadres et le fait de vivre à Montréal hausse les revenus de 2,4%. Finalement, plus l'entreprise compte un nombre élevé d'employés, plus on peut s'attendre à des salaires élevés.

En Ontario, les coefficients affichent les mêmes tendances qu'au Québec, avec quelques différences notables. L'âge et l'éducation rapportent en général relativement plus au Québec qu'en Ontario, alors que les employeurs ontariens récompensent plus que leurs homologues québécois pour le nombre d'années au sein de l'organisation. Par exemple, un salarié âgé de 65 à 69 ans au Québec gagne 39,7% de plus qu'un autre salarié québécois affichant les mêmes caractéristiques mais âgé de 15 à 19 ans. En Ontario l'écart salarial aurait été de 25,3%. Un diplômé du baccalauréat a un salaire plus élevé de 30,2% au Québec et de 27,4% en Ontario par rapport à un salarié qui n'a pas terminé son primaire, alors que pour un diplômé des cycles supérieurs la différence est de l'ordre de 34,8% et de 28,8% pour le Québec et l'Ontario respectivement. Au Québec cependant, un employé qui a passé plus de 20 ans au sein de la même entreprise aurait un salaire de 19,4% supérieur à celui de son homologue qui n'en serait qu'à ses premiers mois au sein de celle-ci. En Ontario, ce pourcentage s'élève à 31,3%. Par ailleurs, l'impact sur le salaire de travailler à temps plein plutôt qu'à temps partiel est plus important en Ontario qu'au Québec (6,4% contre 11,5%), alors que le fait d'être couvert par une convention collective rapporte plus au Québec qu'en Ontario (8,6% contre 4,7%). Ce dernier point peut s'expliquer par une forte tradition syndicale au Québec. En effet, les syndicats semblent y être beaucoup plus influents et les conventions collectives plus contraignantes pour les employeurs.

Soulignons qu'il faille interpréter ces comparaisons inter-provinciales avec prudence, la constante n'étant pas la même au Québec qu'en Ontario. En effet, les pourcentages donnés expriment, comme nous l'avons souligné, la différence salariale avec le groupe de référence. Or, au Québec, le salaire estimé d'un individu possédant toutes les

caractéristiques du groupe de référence serait de 11,26\$/heure, alors qu'en Ontario il serait de 10,75\$/heure. Ainsi, lorsque le coefficient d'une même variable est plus élevée pour la régression du Québec, nous pouvons conclure que la rémunération de cette caractéristique y est plus élevée qu'en Ontario puisque le salaire de base y est déjà plus élevé. Cependant, lorsque le coefficient est plus faible, nous ne pouvons pas conclure automatiquement que le travailleur ontarien gagne plus en dollars que son homologue québécois⁴⁴. En termes relatifs cependant, la comparaison n'est pas fausse : le salarié ontarien gagnerait plus en pourcentage par rapport à son homologue de l'Ontario que le salarié québécois par rapport au sien.

3.2 L'avantage de l'administration québécoise et la décomposition de celui-ci

Le tableau 5 donne les résultats de l'application de la technique de décomposition de Blinder (1973) & Oaxaca (1973) aux huit régressions sectorielles effectuées. En Annexe B vous trouverez le détail de ces régressions ainsi que les étapes nous ayant permis la construction du tableau 5. Les résultats de ces régressions semblent adéquats, les coefficients réagissent selon les attentes et les R-carrés sont assez élevés. Ceux-ci sont également fournis en Annexe B et varient entre 0,4759 et 0,7018 selon le secteur. Les résultats qui apparaissent en caractères gras dans le tableau sont les comparaisons sur lesquelles nous nous attarderons plus particulièrement, puisque nous jugeons qu'il s'agit des plus pertinentes.

⁴⁴ Par exemple, le fait d'habiter à Montréal a un impact de 2,4% sur le salaire (antilog de 2,3%) alors que le fait de vivre à Toronto aurait un impact de 3,3% sur le salaire (antilog de 3,2%). Ainsi, le salaire horaire espéré d'un individu affichant les mêmes caractéristiques sont les mêmes que le salarié de référence mis à part pour le lieu de résidence, est de 11,53\$ ($2,4\% \times 11,26\$$). S'il réside à Toronto, son salaire horaire espéré est de 11,10\$ ($3,3\% \times 10,75$).

Tableau 5
Décomposition de l'avantage/désavantage salarial de l'administration québécoise(-plus)
(% par rapport au log du salaire horaire des autres secteurs)

	ASQ	Prive	Adm. féd.	Adm. muni.	Adm. prov. plus Ont.	Adm. prov. Ont.
Administration québécoise plus						
Différentiel total, attribuable :	0,343	0,384	-0,093	0,086	-0,037	-0,129
- aux différences de caractéristiques	0,279	0,298	-0,104	-0,069	-0,018	-0,011
- a une rente	0,064	0,086	0,011	0,155	-0,019	-0,118
Administration québécoise						
Différentiel total, attribuable :	0,412	0,453	-0,024	0,154	0,032	-0,060
- aux différences de caractéristiques	0,334	0,333	0,029	0,094	-0,007	-0,024
- a une rente	0,078	0,120	-0,053	0,060	0,039	-0,037

Les tableaux 6 à 13 détailleront la contribution de chacune des variables explicatives au différentiel total de salaire entre les secteurs, à la part due au différentiel de caractéristiques ainsi qu'à la part due aux écarts dans la rémunération de ces caractéristiques. Cependant, comme le souligne Jones (1983), la contribution de chacune des variables à la rente (i.e., le pourcentage de la rente expliqué par la rémunération excessive d'une caractéristique par rapport à sa rémunération dans le secteur de référence) ne peut être isolé. Jones (1983) démontre que les valeurs de la contribution de la constante et des différentes variables à la rente sont tributaires de décisions subjectives prises au moment d'effectuer les régressions et que la décomposition de la rente ne peut être déterminée de façon unique. En effet, la contribution à la rente de chacun des groupe de variables dichotomiques (tels l'âge, l'éducation, etc.) ainsi que celle de la constante variera selon le groupe de référence déterminé lorsque les régressions sont effectuées. La rente dans son ensemble demeure quant à elle toujours valide. Une interprétation valable peut également être donnée à la contribution de chacun des groupes de variables

dichotomiques au différentiel de caractéristiques entre les deux secteurs, celles-ci n'étant pas affectées par le choix du groupe de différence.

3.2.1 L'administration québécoise-plus et les autres salariés québécois. Par rapport à

<p align="center">Tableau 6 <i>Contribution de chacune des variables à l'écart salarial</i> <i>-Administration québécoise-plus et autres salariés québécois</i></p>			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	-	0,295	0,295
sexe	-0,042	-0,037	-0,079
age	0,038	0,019	0,056
statut matrimonial	0,002	-0,031	-0,029
éducation	0,084	-0,040	0,044
durée	0,041	-0,047	-0,006
temps plein	-0,009	-0,124	-0,132
statut syndical	0,053	-0,100	-0,047
occupation	0,083	-0,035	0,048
Montréal	-0,002	-0,039	-0,041
permanence	0,002	-0,023	-0,020
nombre employés	0,028	0,226	0,254
Total	0,279	0,064	0,343
Pourcentage	81,2%	18,8%	100,0%

l'ensemble des autres salariés québécois, les employés de l'administration provinciale-plus ont un avantage salarial de 34,3%. Une part importante de cette différence, soit

81,2% (i.e., 27,9% de 34,3%), est attribuable à une différence dans les caractéristiques moyennes des salariés des deux secteurs. La rente représente alors 18,8% de l'écart salarial, se chiffrant à 6,4% du salaire moyen des autres salariés québécois.

Le tableau 6 nous indique que le 27,9% d'écart salarial qui est dû à des différences dans les caractéristiques moyennes des salariés est largement attribuable à un niveau d'éducation plus élevé au sein de l'administration publique (8,4%) et à des différences dans l'occupation (8,4%). Au niveau de l'occupation, rappelons que l'administration québécoise-plus comprend une proportion importante de salariés dans la santé et

l'éducation, alors que les autres salariés québécois comprennent beaucoup de cols bleus, ce qui peut expliquer ce dernier résultat. Le statut syndical (5,3%), la moyenne d'âge (3,8%) ainsi que la taille des entreprises de l'administration publique (2,8%) servent aussi à expliquer cette différence. Ces résultats sont conformes à l'analyse effectuée à la section 2.3 portant sur la composition de chacun des secteurs. Notons également que la forte présence féminine dans l'administration provinciale-plus vient réduire l'écart salarial (-4,2%). Ceci peut s'expliquer par la présence probable de discrimination salariale envers les femmes dans le secteur privé. L'écart salarial étant évalué à partir de la structure salariale du secteur privé, la plus faible proportion d'hommes dans l'administration provinciale explique une partie de l'écart.

3.2.2 *L'administration québécoise-plus et le secteur privé.* Par rapport au secteur privé, les différentiels sont plus élevés. Le différentiel total est de 38,5%, dont 77,6%

Tableau 7
Contribution de chacune des variables à l'écart salarial
- Administration québécois-plus et secteur privé -

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	-	0,297	0,297
sexe	-0,043	-0,040	-0,082
age	0,042	0,023	0,065
statut matrimonial	0,002	-0,031	-0,029
éducation	0,093	-0,047	0,046
durée	0,049	-0,047	0,002
temps plein	-0,007	-0,117	-0,124
statut syndical	0,049	-0,086	-0,037
occupation	0,084	-0,036	0,048
Montréal	-0,003	-0,041	-0,044
permanence	0,002	-0,021	-0,020
nombre employés	0,029	0,233	0,262
Total	0,298	0,086	0,384
Pourcentage	77,5%	22,5%	100,0%

(i.e., 29,8% de 38,5%) attribuable aux différences de caractéristiques moyennes et 22,4% (i.e., 8,6% de 38,5%) attribuable à une rente. Ceci est conforme aux attentes, puisque les

autres salariés québécois englobent des travailleurs du public, où il est reconnu que les salaires sont plus élevés. Notons que la rente obtenue ici est relativement similaire à celle qui avait été calculée à la section 3.1 alors que nous l'estimions par une régression des MCO avec une variable dichotomique pour contrôler pour le secteur (la rente obtenue était alors de 9,1%). Ici encore, le différentiel dû aux caractéristiques s'explique par des différences dans l'éducation, l'occupation, le statut syndical, la durée de l'emploi ainsi que l'âge moyen des salariés de l'administration provinciale par rapport au secteur privé. Ces résultats sont présentés dans le tableau 7.

3.2.3 L'administration québécoise, les autres salariés québécois et le secteur privé.

Lorsque la comparaison est faite pour l'administration québécoise au sens strict, les différentiels s'accroissent. En effet, par rapport à l'ensemble des autres salariés québécois, l'écart salarial est maintenant de 41,2%, dont 81,1% (i.e., 33,4% de 41,2%) est imputable aux différences de caractéristiques et 18,9% (i.e., 7,8% de 41,2%) est attribuable à une rente. Par rapport au secteur privé, les différences sont encore plus marquées : le différentiel total est de 45,3%, avec 73,5% dû aux différences de caractéristiques et la balance, soit 26,5% de l'écart, imputable à une rente. La rente représente donc 12,0% du salaire des employés du secteur privé, résultat relativement semblable à celui obtenu à la section 3.1 (la rente était alors de 12,3%).

La contribution de chacune des variables au différentiel de caractéristiques entre l'administration provinciale et les autres salariés québécois ainsi qu'entre l'administration provinciale et le secteur privé est donnée en Annexe C (tableaux 8 et 9) afin d'alléger le

texte, les conclusions étant les mêmes que celles tirées pour l'administration publique-plus.

3.2.4 *L'administration provinciale et l'administration fédérale au Québec.* Lorsque nous comparons les salaires de l'administration québécoise à ceux de la fonction publique

<p align="center"><i>Tableau 10</i> <i>Contribution de chacune des variables à l'écart salarial</i> <i>- Administration québécoise et administration fédérale -</i></p>			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	-	0,015	0,015
sexe	0,001	0,004	0,005
age	0,008	-0,006	0,002
statut matrimonial	-0,001	-0,047	-0,048
éducation	0,004	0,154	0,158
durée	0,006	-0,003	0,003
temps plein	0,016	-0,124	-0,108
statut syndical	-0,002	-0,008	-0,010
occupation	0,005	-0,086	-0,081
Montréal	-0,001	-0,010	-0,011
permanence	0,006	0,001	0,008
nombre employés	-0,014	0,056	0,043
Total	0,029	-0,053	-0,024
Pourcentage	-121,2%	221,2%	100,0%

fédérale au Québec, nous concluons à un retard dans la rémunération des employés provinciaux. En effet, le salaire moyen versé par l'administration québécoise est de

2,4% inférieur au salaire moyen versé par la fonction fédérale au Québec. Tel qu'illustré par le tableau 10, les caractéristiques moyennes entre les deux secteurs sont relativement similaires, quoiqu'elles confèrent tout de même un léger avantage salarial de 2,9% aux employés de l'administration québécoise. Quant à la seconde composante, notons tout d'abord que nous la qualifierons de prime plutôt que de rente. Le terme rente est réservé dans cette études aux comparaisons salariales entre le secteur public et le secteur privé. Lorsque deux branches du secteur public sont comparées entre elles, nous préférons

utiliser le terme prime. Cette dernière est ici négative: les salaires des fonctionnaires québécois affichent un retard de 5,3% par rapport à ceux des fonctionnaires fédéraux au Québec.

3.2.5 *L'administration provinciale et les administrations municipales.* Par rapport aux employés municipaux, les fonctionnaires québécois sont avantagés sur le plan salarial. Un

Tableau 11
Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total
- Administration québécoise et fonction publique municipale-

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	-	0,182	0,182
Sexe	-0,033	-0,081	-0,114
Age	0,008	0,082	0,090
statut matrimonial	0,017	0,055	0,073
éducation	0,005	0,164	0,169
durée	-0,010	-0,168	-0,178
temps plein	0,066	-0,178	-0,111
statut syndical	0,029	-0,213	-0,184
occupation	0,064	0,030	0,095
Montréal	-0,009	-0,012	-0,021
permanence	-0,018	0,033	0,016
nombre employés	-0,027	0,165	0,138
Total	0,094	0,060	0,154
Pourcentage	60,9%	39,1%	100,0%

écart de 15,4% existe entre le salaire moyen versé par l'administration provinciale par rapport à celui versé par les administrations municipales. Une part importante de cet écart, soit

60,9%, est expliquée par les différences dans les caractéristiques moyennes des individus des deux secteurs. À ce titre, la plus forte proportion d'emplois à temps plein ainsi que la nature différente de l'occupation des employés de l'administration provinciale explique la majeure partie de l'avantage des employés provinciaux. Cependant, la plus forte proportion de femmes ainsi que la taille des organisations provinciales viennent diminuer ces effets. Le tableau 11 donne l'impact des autres variables. La prime de l'administration

provinciale explique 39,1% de l'écart salarial, et se chiffre à 6,0% du salaire moyen de l'administration municipale.

3.2.6 *L'administration québécoise-plus et l'administration ontarienne-plus.* Par rapport à l'administration ontarienne-plus, les résultats sont tout autres. Le salaire moyen

<p align="center">Tableau 12 <i>Contribution de chacune des variables à l'écart salarial</i> <i>- Administrations québécoise-plus et ontarienne-plus -</i></p>			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	-	0,045	0,045
sexe	0,006	-0,008	-0,003
age	0,006	-0,016	-0,010
statut matrimonial	-0,006	-0,031	-0,037
éducation	-0,003	-0,057	-0,060
durée	0,012	-0,061	-0,049
temps plein	-0,001	-0,060	-0,061
statut syndical	-0,001	-0,008	-0,008
occupation	-0,018	0,009	-0,009
Montréal/Toronto	0,003	-0,042	-0,039
permanence	-0,013	0,012	-0,001
nombre employés	-0,003	0,198	0,196
Total	-0,018	-0,019	-0,037
Pourcentage	49,4%	50,6%	100,0%

versé dans
l'administration
québécoise-plus
est inférieur de
3,7% au salaire
moyen versé dans
l'administration
ontarienne-plus.
Près de la moitié
de cette différence
est imputable à

des différences entre les caractéristiques moyennes, légèrement à l'avantage de l'administration ontarienne-plus. L'autre partie s'explique par une prime négative pour l'administration québécoise-plus : les salariés de l'administration québécoise-plus gagnent en moyenne 1,9% de moins que leurs collègues de l'Ontario.

Cependant, un peu de prudence s'impose lorsque nous procédons à de telles comparaisons inter-provinciales. Alors que la barrière linguistique réduit la mobilité

inter-provinciale (ou inter-état si l'on pense à la possibilité de travailler au États-Unis) pour plusieurs travailleurs québécois, ce phénomène « d'immobilité » est moindre en Ontario. La présence d'une prime de mobilité est donc envisageable et justifierait d'un point de vue économique des salaires plus importants en Ontario qu'au Québec. Or, aucune variable ne contrôle pour cette prime. De plus, les comparaisons sont effectuées en termes nominaux. Il est possible que le coût de la vie soit plus élevé à Toronto qu'à Montréal, ce qui pourrait justifier une prime positive pour les résidents de la métropole ontarienne.

3.2.7 *L'administration québécoise et l'administration ontarienne.* Des constats similaires peuvent être tirés lorsque l'on compare la rémunération des salariés de

<p align="center"><i>Tableau 13</i> <i>Contribution de chacune des variables à l'écart salarial</i> <i>- Administrations québécoise et ontarienne -</i></p>			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	-	-0,914	-0,914
sexe	0,002	-0,029	-0,027
age	-0,004	0,375	0,371
statut matrimonial	-0,011	-0,020	-0,031
éducation	0,003	0,658	0,662
durée	-0,006	-0,180	-0,186
temps plein	0,002	-0,007	-0,004
statut syndical	0,003	-0,091	-0,088
occupation	0,030	0,120	0,151
Montréal/Toronto	-0,003	-0,023	-0,026
permanence	-0,026	0,049	0,023
nombre employés	-0,014	0,024	0,010
Total	-0,024	-0,037	-0,060
Pourcentage	39,3%	60,7%	100,0%

l'administration
québécoise à celle
des salariés de
l'administration
ontarienne.
L'écart salarial est
toujours négatif,
cette fois-ci
s'élevant à -6,0%
du salaire moyen
versé dans

l'administration ontarienne. La part due aux différences de caractéristiques est de -2,4%,

principalement attribuable à la permanence de l'emploi (-2,6%), à la taille des organisations (-1,4%) et au statut matrimonial⁴⁵ (-1,1%).

3.3 Réexamen des régressions : analyse selon le sexe et impact du retrait de variables explicatives

Suite à cette analyse, deux questions d'importance demeurent en suspend. Dans un premier temps, alors que les études antérieures canadiennes ont démontré que les rentes du secteur public sont généralement plus importantes pour les femmes que pour les hommes, nous nous demandons ce qu'il en est pour l'administration québécoise. La deuxième question concerne quant à elle la sensibilité de la rente aux spécifications du modèle : qu'advient-il de la rente lorsque l'on enlève certaines des variables explicatives? Gunderson & Riddell (1989) ont choisi de ne pas contrôler pour la métropole, pour la permanence de l'emploi et pour le nombre d'employés au sein de l'organisation. Mueller (2000) a pour sa part contrôlé pour le nombre d'employés, mais pas pour le travail à temps plein ni pour la métropole. Quel serait l'impact d'enlever ces variables du modèle?

Ainsi, nous avons choisi de reprendre le modèle de Blinder (1973) & Oaxaca (1973) pour tenir compte de ces considérations. Nous présenterons donc des résultats désagrégés selon le sexe, et obtenus à partir de régressions contrôlant pour différentes variables. Nous avons identifié trois niveaux de contrôles. Au premier niveau, seules les variables propres à l'individu auront été incluses au moment d'effectuer les régressions. Ainsi, le modèle contrôle pour l'âge, l'éducation, le nombre d'années au sein de l'entreprise ainsi

⁴⁵ Puisqu'il est probable qu'une proportion plus importante de québécois que d'ontariens vivent en union-libre non déclarée, il est possible que cet effet soit légèrement exagéré.

que le statut matrimonial. Au second niveau, nous ajoutons des variables propres à l'emploi afin d'obtenir un modèle similaire à celui de Gunderson & Riddell (1989). Notre modèle comprend maintenant des variables de contrôle pour le statut syndical, l'occupation et le fait d'être à temps plein ou à temps partiel. Finalement, au troisième niveau d'analyse nous avons ajouté la variable de la métropole, celles sur la permanence de l'emploi et celles contrôlant pour le nombre d'employés au sein de l'organisation. Nous nous limiterons à la comparaison des salaires de l'administration québécoise-plus à ceux du secteur privé et à ceux de l'administration ontarienne-plus, puisque la taille de l'échantillon de l'administration québécoise désagrégée selon le sexe est trop restreinte pour nous permettre d'établir des comparaisons avec les autres secteurs et de tirer des conclusions valables. Ainsi, nous avons effectué dix-huit régressions supplémentaires⁴⁶.

Le tableau 14 donne la décomposition de l'avantage de l'administration québécoise-plus par rapport au secteur privé. Conformément aux attentes, le différentiel total est plus important chez les femmes que chez les hommes. Le salaire moyen des hommes de l'administration québécoise-plus est supérieur de 34,8% au salaire des hommes du secteur privé, alors que chez les femmes l'avantage est de 48,4%.

Autant pour les femmes que pour les hommes, l'ajout de variables au modèle augmente la proportion de l'écart salarial qui est justifié par les caractéristiques moyennes des travailleurs. Le plus grand saut se fait du niveau 1 au niveau 2, alors qu'on ajoute les variables du statut syndical ainsi que celles contrôlant pour l'occupation (les valeurs moyennes de ces variables sont, comme nous l'avons vu, fort différentes entre les

⁴⁶ (3 secteurs * 3 niveaux de spécification) * 2 sexe

deux secteurs). Chez les hommes, la part du différentiel total de salaire expliquée par les différences de caractéristique passe alors de 81,6% à 94,0%, alors que chez les femmes elle passe de 56,4% à 81,0%. L'ajout des variables de contrôle pour la métropole, la permanence de l'emploi et le nombre d'employés a très peu d'impact sur les résultats de l'analyse de décomposition, la part attribuable aux différences de caractéristiques expliquant maintenant 96,3% de l'écart salarial total chez les hommes et 82,2% de l'écart chez les femmes.

Tableau 14
Décomposition de l'avantage salarial de l'administration québécoise-plus par rapport au secteur privé, contrôle pour 3 différents niveaux de variables explicatives
(% par rapport au log du salaire horaire des autres secteurs)⁴⁷

	Niveau 1	Niveau 2	Niveau 3
<u>Hommes</u> , différentiel total : 0,348			
- dû aux différences de caractéristiques (en pourcentage du différentiel total)	0,284 (81,6%)	0,327 (94,0%)	0,335 (96,3%)
- dû à une rente (en pourcentage du différentiel total)	0,064 (18,4%)	0,021 (6,05)	0,013 (3,7%)
<u>Femmes</u> , différentiel total : 0,484			
- dû aux différences de caractéristiques (en pourcentage du différentiel total)	0,273 (56,4%)	0,392 (81,0%)	0,398 (82,2%)
- dû à une rente (en pourcentage du différentiel total)	0,211 (43,6%)	0,092 (19,0%)	0,086 (17,8%)

⁴⁷ Les R-carrés des régressions pour les hommes de l'administration québécoise-plus sont de 0,4176 , 0,5848 et 0,6213 pour les niveaux 1, 2 et 3 respectivement. L'échantillon comporte 492 individus. Les R-carrés des régressions pour les hommes du secteur privé sont de 0,4307, 0,5240 et 0,5366 pour les niveaux 1,2 et 3. L'échantillon comprend 3,418 observations. Pour les régressions des femmes de l'administration québécoise-plus, les R-carrés sont de 0,3174 , 0,4076 et 0,4365 pour les niveaux 1,2 et 3 respectivement. L'échantillon comporte 1,055 individus. Les R-carrés des régressions des femmes du secteur privé sont de 0,3922 , 0,4864 et 0,5007 . L'échantillon comporte 2,807 observations.

Lorsque nous contrôlons pour l'ensemble des variables, la rente des hommes de l'administration québécoise-plus est de 1,3%. La rente des femmes est sensiblement plus élevée, se chiffrant à 8,6%. Ceci concorde avec les résultats des études canadiennes voulant que les rentes les plus importantes soient observées chez les femmes.

Le tableau 15 nous permet de procéder à une analyse similaire, cette fois-ci en comparant les salaires de l'administration québécoise-plus à ceux de l'administration ontarienne-plus. Comme il l'a été constaté à la section précédente, l'administration québécoise-plus rémunère moins bien ses employés que ne le fait l'administration ontarienne-plus. Le différentiel total de salaire s'élève à -5,8% pour les hommes et à -3,8% pour les femmes. Encore une fois, autant pour les hommes que pour les femmes, l'ajout de variable entraîne une augmentation de la part du différentiel imputable aux différences dans les caractéristiques. Cependant, puisque les différences dans les politiques salariales sont probablement moins importantes entre ces deux secteurs public qu'entre l'administration québécoise-plus et le secteur privé et que les caractéristiques moyennes des individus se ressemblent entre ces deux secteurs, les résultats ne varient pas énormément à l'ajout de variables. Ces additions semblent plutôt ajouter de la précision aux résultats.

Aux trois niveaux de spécification, ce sont les hommes qui accusent le plus grand retard. Tel qu'illustré par le tableau 15, les primes de ces derniers sont de -7,2%, -5,0% et -3,5% pour les niveaux 1, 2 et 3 respectivement, alors que pour les femmes ces primes sont de -5,1%, -3,4% et -2,6%.

Tableau 15
Décomposition de l'avantage/désavantage salarial de l'administration québécoise-plus
par rapport à l'administration ontarienne-plus,
contrôle pour les 3 différents niveaux de variables explicatives
(% par rapport au log du salaire horaire des autres secteurs)⁴⁸

	Niveau 1	Niveau 2	Niveau 3
<u>Hommes</u> , différentiel total : -0,058			
- dû aux différences de caractéristiques (en pourcentage du différentiel total)	0,015 (-25,3%)	-0,008 (13,1%)	-0,022 (38,8%)
- dû à une rente (en pourcentage du différentiel total)	-0,072 (125,3%)	-0,050 (86,9%)	-0,035 (61,2%)
<u>Femmes</u> , différentiel total : -0,038			
- dû aux différences de caractéristiques (en pourcentage du différentiel total)	0,013 (-34,6%)	-0,004 (10,6%)	-0,012 (30,5%)
- dû à une rente (en pourcentage du différentiel total)	-0,051 (134,6%)	-0,034 (89,4%)	-0,026 (69,5%)

De façon générale, les résultats sont sensibles aux variables incluses dans le modèle, spécialement lorsque l'on compare les revenus du secteur public par rapport à ceux du secteur privé. Il semble primordial d'inclure les variables contrôlant pour les caractéristiques personnelles, mais également celles couvrant le statut syndical, l'occupation et le travail à temps plein (i.e., les niveaux 1 et 2 minimalement). L'ajout de variables de contrôle supplémentaires ne modifie pas substantiellement la nature des résultats. En Annexe D sont présentés les tableaux de la contribution de chacune des variables aux différentiels à l'étude. En Annexe E vous trouverez les résultats des différentes régressions ayant permis la construction de ces tableaux.

⁴⁸ Les R-carrés des régressions pour les hommes de l'administration ontarienne-plus sont de 0,4071 , 0,4880 et 0,5203 pour les niveaux 1, 2 et 3 respectivement. L'échantillon comprend 606 individus. Les R-carrés des régressions pour les femmes de l'administration ontarienne-plus sont de 0,3345 , 0,4843 et 0,5047 pour les niveaux 1,2 et 3 respectivement. L'échantillon comporte 1,614 observations.

Conclusion

Les salaires versés par l'administration provinciale (-plus) au Québec sont en moyenne supérieurs à ceux versés par le secteur privé (ou ceux versés pour l'ensemble des autres salariés québécois). Une part importante de cet écart est imputable aux différences dans les caractéristiques moyennes des salariés à l'avantage de l'administration provinciale (-plus). Il n'en demeure pas moins que des rentes sont belle et bien présentes au sein de l'administration québécoise (-plus). Celles-ci sont plus importantes pour les femmes, indiquant une avance probable de l'administration publique quant à l'équité salariale si l'on admet la présence de discrimination salariale envers les femmes au sein du secteur privé. En effet, alors que les régressions MCO par secteur indiquent qu'à caractéristiques identiques les hommes gagnent 19,5% de plus que les femmes dans le secteur privé (Annexe B, p. viii) et 18,8% de plus que les femmes pour l'ensemble des autres salariés québécois (Annexe B, p.vii)⁴⁹, cette avance est de 7,6% au sein de l'administration provinciale plus (Annexe B, p.v) et de 4,0% pour l'administration provinciale au sens stricte (Annexe B, p.vi). Notons que ce dernier coefficient n'est pas statistiquement significatif à un niveau de confiance de 90,0%, d'où la parité de la rémunération entre les hommes et les femmes de l'administration publique ne peut être exclue. Lorsque la rémunération des employés du secteur privé (ou les autres salariés québécois) est comparée à celle de l'administration québécoise (-plus), il n'est ainsi pas surprenant que l'écart soit plus important pour les femmes que pour les hommes. Chercher à diminuer les rentes de l'administration québécoise-plus signifierait réduire la

⁴⁹ Ces deux coefficients sont statistiquement significatifs à un niveau de confiance de 99,0%, la statistique-t étant de 15,27 pour le secteur privé et 15,7 pour les autres salariés québécois.

rémunération salariale des femmes principalement, puisque la rente des hommes par rapport au secteur privé n'est que de 1,3% alors que celles des femmes s'élève à 8,6%. Or, une telle politique aurait comme conséquence de créer (ou d'augmenter) un fossé entre la rémunération des hommes et des femmes de l'administration québécoise-plus.

La rémunération des salariés de l'administration québécoise affiche cependant un retard par rapport à celle des employés de la fonction publique fédérale, les primes obtenues étant négatives. Or, ceci est conforme aux résultats de certaines études canadiennes antérieures, selon lesquels les employés fédéraux seraient les mieux rémunérés parmi les salariés du secteur public. Ainsi, se baser sur ces salaires pour justifier les salaires versés par l'administration québécoises paraît peu approprié. Nonobstant ceci, ce retard de l'administration québécoise pourrait avoir des répercussions d'importance, notamment un impact néfaste sur le recrutement. Les résultats obtenus montrent par ailleurs que l'administration québécoise a une politique salariale plus généreuse que celles observées au sein des gouvernements locaux.

Comparativement à l'Ontario, l'administration québécoise (-plus) accuse un léger retard de rémunération, plus important pour les hommes que pour les femmes. Ces comparaisons peuvent nous donner une idée générale des différences salariales pouvant exister entre les provinces, mais il faut demeurer vigilant lors de l'interprétation des résultats obtenus. Le retard de l'administration québécoise (-plus) pourrait en effet se justifier comme une prime de mobilité pour les travailleurs ontariens ou encore refléter un coût de la vie plus élevé à Toronto qu'à Montréal.

Bibliographie

- Gunderson, Morley, "Earnings Differentials between the Public and the Private Sectors", *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 12, No. 2, mai 1979, pp.228-242.
- Gunderson, M. & Craig Riddell, "Provincial Public Sector Payrolls", University of British-Colombia, Department of economics, Discussion paper 89-22, 1989, 49pp.
- Institut de la statistique du Québec, « Rémunération des Salariés, État et évolution comparés, 2001 », Éd. Québec : ISQ(2001), Coll. Le travail et la rémunération, 43pp.
- Jones, F.L ., "Communications on Decomposing the Wage Gap : A Critical Comment on Blinder's Method", *The Journal of Human Resources*, 1983, pp. 126-130.
- Prescott, David & Bo Wandschneider, "Public/Private Sector Wage Differentials in Canada – Evidence from the 1991 and 1982 Surveys of Consumer Finance", *Applied Economics*, 1999, pp.723-731.
- Mueller, Richard E., "Public – and Private –Sector Wage Differentials in Canada Revisited", *Industrial Relations*, Vol. 39, No. 3, juillet 2000, pp.375-400
- Mueller, Richard E., "Public-Private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions", *Economics letters*, Vol.60, No. 2, août 1998, pp.229-235.
- Shapiro, D. & Morton Stelcner, "Canadian Public-Private Sector Earnings Differential, 1970-1980", *Industrial Relations*, Vol.28, No. 1, hiver 1989, pp.72-81

Annexe A. Régression MCO avec variables dichotomiques pour contrôler pour le secteur (administration provinciale-plus)

*Régressions avec l'administration provinciale-plus et le secteur autre public
en variables dichotomiques, Québec et Ontario, 2001
(MCO, log salaire en variable dépendante)*

Variable	Québec		Ontario	
	Coefficient	Stat-t	Coefficient	Stat-t
(prive)				
admprov	0,091	5,98	0,063	5,31
autrepub	0,122	7,42	0,085	6,66
(femme)				
homme	0,171	15,91	0,175	22,01
(age15-19)				
age20-24	0,103	6,16	0,136	10,02
age25-29	0,271	12,72	0,249	15,68
age30-34	0,328	15,88	0,333	19,71
age35-39	0,380	18,77	0,352	21,20
age40-44	0,378	17,77	0,341	19,69
age45-49	0,393	17,38	0,314	18,80
age50-54	0,403	16,91	0,346	17,90
age55-59	0,355	13,73	0,314	15,04
age60-64	0,326	7,59	0,300	11,88
age65-69	0,395	3,99	0,251	3,51
(celibataire)				
marie	0,021	1,79	0,040	4,19
veuf	0,063	1,32	-0,050	-1,69
separe	-0,019	-1,01	0,030	1,95
(0-8anseduc)				
secondairepart	-0,002	-0,10	0,008	0,35
secondaire	0,086	3,65	0,066	3,05
postsecpart	0,095	3,82	0,105	4,49
postsec	0,164	7,21	0,178	8,25
bac	0,304	10,77	0,271	11,24
cyclesup	0,350	9,76	0,283	10,09
(duree1-6m)				
duree7-12m	0,027	1,32	0,054	3,72
duree1-5a	0,019	1,18	0,076	6,54
duree6-10a	0,092	4,67	0,160	11,18
duree11-20a	0,161	8,16	0,210	15,15
duree+20a	0,191	8,95	0,316	19,35
(tempspartiel)				
tempsplein	0,065	4,73	0,117	11,04
(noncouvert)				
syndic	0,087	7,42	0,044	4,96
(cadre)				
professionnel	0,066	2,89	0,026	1,51
personnel de bureau	-0,227	-11,03	-0,267	-18,40
sante	-0,014	-0,65	-0,034	-1,91

Annexe B. Régressions MCO sectorielles et application de la méthode de Blinder (1973) & Oaxaca (1973)

Nous présentons ici les résultats des régressions effectuées pour chacun des huit secteurs à l'étude : l'administration québécoise-plus, l'administration québécoise, l'ensemble des autres salariés québécois, le secteur privé, les administrations municipales, la fonction fédérale au Québec, l'administration ontarienne-plus et l'administration ontarienne.

Nous expliquons également les quatre étapes ayant menées au calcul de la rente à partir des résultats de ces régressions.

1. Lorsque nous comparons les salaires de deux secteurs, disons de l'administration québécoise et du secteur privé, nous calculons d'abord le différentiel total entre les salaires moyens (en log) des deux secteurs (premières lignes dans chacun des tableaux des pages vi et viii):

$$\overline{\ln Y_{ap}} - \overline{\ln Y_p}$$

2. Puis, nous calculons la part attribuable aux différences de caractéristiques entre les employés des deux secteurs. Pour y parvenir, nous soustrayons, pour chacune des variables de contrôle, la valeur moyenne de la variable dans le secteur privé à la valeur moyenne de la variable de l'administration québécoise (dernières colonnes des deux tableaux en question). Ces différences calculées pour chacune des variables sont alors multipliées par le coefficient du secteur privé propre à chacune de ces variables (i.e., on évalue le différentiel de caractéristiques selon la

structure salariale du secteur privé). Faisant ensuite la somme des valeurs calculées pour chacune des variables, nous obtenons la part attribuable aux différence de caractéristiques :

$$(\overline{X_{ap+}} - \overline{X_p}) \beta_p$$

3. Finalement, la rente est obtenue en soustrayant la valeur du coefficient du secteur privé au coefficient de l'administration provinciale pour chacune des variables (constante y compris). Ces différences sont ensuite multipliées par les valeurs moyennes de ces caractéristiques dans l'administration québécoise. Faisant ensuite la somme, nous obtenons la rente :

$$(\beta_{ap} - \beta_p) \overline{X_{ap}}$$

4. Pour nous assurer de la validité de nos résultats, nous additionnons la rente à la différence salariale expliquée par les caractéristiques. Nous obtenons le même résultat qu'à la première étape.

education	-0,299	-11,60	-0,320	-16,30
vente	-0,364	-16,19	-0,465	-28,39
hotel/restau	-0,233	-6,14	-0,337	-10,00
protection	-0,219	-10,17	-0,272	-17,54
(autre non RMR)				
Montreal (Toronto)	0,022	2,49	0,032	4,39
(permanent)				
saisonnier	-0,057	-1,80	0,009	0,30
tempo contrat	-0,016	-0,82	-0,051	-3,21
occasionnel	-0,021	-1,17	-0,042	-2,56
(moins de 20)				
nb entre 20-99	0,033	2,15	0,040	3,28
nb entre 100-500	0,082	5,08	0,078	6,16
nb entre +500	0,112	8,10	0,101	9,66
constante	2,033	23,97	2,357	2,107
R-carré	0,5681		0,5552	

*Régression MCO, administration provinciale-plus
Québec, 2001*

	Coefficient	Statistique-t	Moyenne
Ln salaire			2,977033
homme	0,07643	3,59	0,3324138
age1519	-0,1898598	-1,73	0,0048131
age2529	0,1901774	2,8	0,1001823
age3034	0,2000104	3,1	0,1120089
age3539	0,2620612	4,12	0,1253813
age4044	0,2410109	3,67	0,1620593
age4549	0,3281897	5,09	0,1836517
age5054	0,3260452	4,7	0,1538585
age5559	0,3352656	4,7	0,0733044
age6064	0,3377596	3,79	0,0201799
age6569	-0,4245766	-0,73	0,0012323
marie	-0,0288818	-1,34	0,467402
veuf	0,0412223	0,44	0,0093364
separe	-0,0424836	-1,27	0,0971682
secondaire~t	-0,0221579	-0,37	0,0303106
secondaire	0,1283469	2,06	0,1079279
postsecpart	0,0131902	0,2	0,0444064
postsec	0,1135532	1,93	0,3467308
bac	0,2836671	4,58	0,2952034
cyclesup	0,3004716	4,32	0,1511364
duree712m	0,1023088	1,25	0,0356132
duree15a	0,0535428	1,05	0,2095185
duree610a	0,0842443	1,64	0,1251173
duree1120a	0,0961874	1,72	0,2584224
duree20a	0,1118059	2,05	0,2748733
tempsplein	-0,0577813	-2,08	0,7351823
syndic1	-0,0140012	-0,39	0,8358454
prof2	0,0664919	1,99	0,0943301
prof3	-0,2571223	-6,86	0,2464261
prof4	-0,0429252	-1,36	0,1871102
prof6	-0,709378	-7,37	0,0016402
prof7	-0,4044843	-8,78	0,126736
prof8	-0,2021616	-2,31	0,0151821
prof9	-0,1929333	-2,62	0,0148558
montreal	-0,0584946	-2,83	0,4340108
saisonnier	-0,047422	-0,56	0,0032309
tempocontrat	-0,1176223	-3,15	0,1752213
occasionel	-0,0057342	-0,16	0,0532147
nbentre2099	0,2484178	2,76	0,0598741
nbent~100500	0,3194531	4,19	0,2089624
nbentre500	0,3309508	4,36	0,6954108
_cons	2,36417	20,28	1
R-carré : 0,4759			

*Régression MCO, administration provinciale
Québec, 2001*

	Coefficient	Statistique-t	Moyenne
Ln salaire			3,045537
homme	0,0398447	0,84	0,4860305
age1519	-0,5872083	-3,75	0,0040064
age2529	0,2205162	1,93	0,0577074
age3034	0,2103082	2,23	0,092858
age3539	0,4133266	4,62	0,1227927
age4044	0,4303651	4,96	0,1757529
age4549	0,4747748	6,06	0,2434083
age5054	0,4051911	4,39	0,1547986
age5559	0,4594316	4,27	0,0647678
age6064	0,3133053	3,09	0,0238419
age6569	0		0
marie	0,0136988	0,32	0,3755291
veuf	0,1346705	1,61	0,0211962
separe	-0,0848224	-1,35	0,134313
secondaire~t	-0,0621403	-0,46	0,0229953
secondaire	0,2922218	2,6	0,1531356
postsecpart	0,148096	1,32	0,0608823
postsec	0,1793425	1,94	0,4048137
bac	0,3323984	3,87	0,2606283
cyclesup	0,3470814	2,97	0,0888667
duree712m	-0,2381562	-1,61	0,0253387
duree15a	-0,0410696	-0,68	0,2806906
duree610a	-0,0243434	-0,31	0,0941884
duree1120a	-0,0330179	-0,45	0,2426675
duree20a	0,0440378	0,68	0,273343
tempsplein	0,1879632	1,68	0,9846245
syndic1	-0,0862444	-1,55	0,8643112
prof2	0,0457277	0,62	0,2964744
prof3	-0,4305746	-5,18	0,4083212
prof4	-0,2575079	-3	0,0943245
prof6	0		0
prof7	-0,3158314	-3,25	0,0014967
prof8	-0,2420054	-2	0,0825169
prof9	-0,1805351	-2,02	0,0117925
montreal	0,0052505	0,14	0,3339078
saisonnier	-0,0509782	-0,63	0,0087839
tempocontrat	-0,0525959	-0,88	0,1222787
occasionel	0,0978971	1,97	0,0633164
nbentre2099	0,3246734	2,54	0,0556664
nbent~100500	0,2184528	2,02	0,127298
nbentre500	0,1338872	1,28	0,7890512
_cons	2,377162	10,94	1

R-carré: 0,7018

Régression MCO, autres salariés québécois, 2001

	Coefficient	Statistique-t	Moyenne
Insalaire			2,633604
homme	0,1879241	15,7	0,5567692
age1519	-0,0793353	-4,49	0,0615364
age2529	0,1543393	7,46	0,1149553
age3034	0,2212529	10,84	0,1201674
age3539	0,2693592	13,17	0,1401666
age4044	0,2760736	12,82	0,1571071
age4549	0,2751279	11,29	0,1186771
age5054	0,2926444	11,64	0,0917686
age5559	0,2265161	7,97	0,0510864
age6064	0,2121831	4,35	0,0206529
age6569	0,3149875	3,28	0,0047253
marie	0,0316062	2,42	0,3926392
veuf	0,0592187	1,13	0,0074269
separe	-0,0133171	-0,61	0,0728299
secondaire~t	-0,006919	-0,27	0,1409447
secondaire	0,0781768	3,06	0,1840397
postsecpart	0,1127077	4,19	0,0929005
postsec	0,1718352	6,95	0,3878595
bac	0,3143205	9,61	0,1117674
cyclesup	0,3782337	8,17	0,0334728
duree712m	0,0244857	1,18	0,1009466
duree15a	0,0201298	1,16	0,3100558
duree610a	0,096988	4,56	0,137815
duree1120a	0,1861766	8,86	0,1752189
duree20a	0,2282464	9,66	0,140573
tempsplein	0,1102482	6,99	0,8156817
syndic1	0,1057835	8,98	0,3310344
prof2	0,0788001	2,76	0,1019774
prof3	-0,1990114	-7,94	0,252397
prof4	0,011578	0,38	0,04679
prof6	-0,277223	-9,68	0,0784047
prof7	-0,340936	-12,71	0,1387256
prof8	-0,1701787	-3,9	0,0170037
prof9	-0,2175417	-8,66	0,2675396
montreal	0,0307425	3,11	0,5056977
saisonnier	-0,0465512	-1,4	0,0167069
tempocontrat	0,0176142	0,85	0,0629197
occasionel	-0,0277053	-1,32	0,0370548
nbentre2099	0,0201978	1,33	0,191727
nbent~100500	0,0608161	3,5	0,1448495
nbentre500	0,1036023	7,27	0,4349421
_cons	2,068701	50,94	1

R-carré: 0,5550

*Régression MCO, secteur privé,
Québec, 2001*

	Coefficient	Statistique-t	Moyenne
Insalaire			2,592981
homme	0,195422	15,27	0,5515927
age1519	-0,0884108	-5,02	0,0658341
age2529	0,1550748	7,27	0,1212086
age3034	0,2106448	9,91	0,1210421
age3539	0,2692289	12,57	0,1426693
age4044	0,2688052	11,81	0,1507318
age4549	0,2735918	10,46	0,1109449
age5054	0,2912498	10,77	0,085828
age5559	0,2151477	7,1	0,0493704
age6064	0,1969491	4,53	0,0198131
age6569	0,350411	3,53	0,0045567
marie	0,0320619	2,27	0,3808434
veuf	0,0540827	0,95	0,0071222
separe	-0,016294	-0,68	0,0707798
secondaire~t	0,0002295	0,01	0,1509514
secondaire	0,0813365	3,12	0,1867648
postsecpart	0,1098553	3,98	0,091897
postsec	0,1698464	6,73	0,3842919
bac	0,319383	9,38	0,1027524
cyclesup	0,4150656	8,1	0,0311513
duree712m	0,0285975	1,35	0,1081027
duree15a	0,0168982	0,94	0,3243944
duree610a	0,0972348	4,38	0,1416393
duree1120a	0,180964	8,23	0,1626432
duree20a	0,235003	9,37	0,1178185
tempsplein	0,1007422	6,16	0,8069204
syndic1	0,0890502	7,04	0,2807126
prof2	0,0809676	2,64	0,0943165
prof3	-0,2009804	-7,53	0,239373
prof4	0,0239723	0,74	0,0463854
prof6	-0,2659342	-8,96	0,0872986
prof7	-0,3284011	-11,75	0,1513386
prof8	-0,3422765	-6,63	0,0067337
prof9	-0,2064406	-7,78	0,2768225
montreal	0,0370502	3,5	0,5113817
saisonnier	-0,045175	-1,38	0,0163342
tempocontrat	0,0137003	0,58	0,0565159
occasionel	-0,0391469	-1,82	0,0383865
nbentre2099	0,0171527	1,1	0,2028556
nbent~100500	0,0601202	3,32	0,149394
nbentre500	0,0940482	6,43	0,4003021
_cons	2,066919	48,88	1
R-carré : 0,5884			

*Régression MCO, administrations locales,
Québec, 2001*

	Coefficient	Statistique-t	Moyenne
Insalaire			2,891406
homme	0,2074924	2,78	0,6449989
age1519	0,0220919	0,17	0,0669591
age2529	0,2103109	1,44	0,0579708
age3034	0,3469051	2,4	0,1109369
age3539	0,3534063	2,5	0,1513051
age4044	0,3119102	2,2	0,1678579
age4549	0,2749669	2,15	0,154469
age5054	0,2918204	1,74	0,1325232
age5559	0,3868644	2,59	0,0888473
age6064	0,4155043	2,57	0,0144675
age6569	0,3287477	1,6	0,0058244
marie	-0,1323723	-2,25	0,5152657
veuf	0,1013127	0,4	0,0072338
separe	-0,0833818	-0,85	0,1017761
secondaire~t	-0,1582049	-1,11	0,0665564
secondaire	0,0983764	0,73	0,1252463
postsecpart	0,1173927	0,83	0,1084777
postsec	0,1020326	0,92	0,506939
bac	0,0464266	0,37	0,132178
cyclesup	0,0686698	0,25	0,0103114
duree712m	0,2638133	1,37	0,0362695
duree15a	0,1122662	0,74	0,1924498
duree610a	0,1814131	1,03	0,0802042
duree1120a	0,1283304	0,79	0,316071
duree20a	0,2420973	1,5	0,3140001
tempsplein	0,3682573	3,74	0,8041849
syndic1	0,1598525	2,22	0,6848781
prof2	-0,059388	-0,41	0,0763069
prof3	-0,396384	-3,15	0,3078162
prof4	-0,3718994	-2,68	0,0397498
prof6	0		0
prof7	-0,6650155	-1,84	0,0113756
prof8	-0,2307919	-2,03	0,2707989
prof9	-0,4172573	-3,79	0,221802
montreal	0,0423492	0,87	0,5438412
saisonnier	0,1251558	0,77	0,0307615
tempocontrat	-0,1333126	-1,29	0,1036025
occasionel	-0,2989436	-1,87	0,0212699
nbentre2099	0,0388805	0,51	0,2437046
nbent~100500	0,0884895	1,08	0,1958294
nbentre500	-0,0342996	-0,36	0,3961027
_cons	2,195089	8,34	1
R-carré : 0,6448			

*Régression MCO, administration fédérale,
Québec, 2001*

	Coefficient	Statistique-t	Moyenne
Insalaire			3,069657
homme	0,0318287	0,67	0,4427698
age1519	0,0231571	0,12	0,0132849
age2529	0,221601	2,12	0,0921722
age3034	0,3573877	3,37	0,125973
age3539	0,3166823	3,39	0,1207696
age4044	0,332322	3,34	0,1666785
age4549	0,4627242	4,3	0,1918164
age5054	0,457643	4,12	0,1510116
age5559	0,5804874	4,61	0,0629085
age6064	0,57479	3,76	0,0179921
age6569	0,6704626	4,94	0,0086629
marie	0,0878036	2,11	0,4328026
veuf	0,075839	0,61	0,018545
separe	0,0691276	1,03	0,0721385
0-8ans	0		0
secondaire	0,1033981	1,23	0,1596603
postsecpart	0,0785604	0,76	0,1174661
postsec	0,1449945	1,37	0,26309
bac	0,2433158	2,48	0,294367
cyclesup	0,0836999	0,67	0,1280997
duree712m	-0,1375802	-1,17	0,0555642
duree15a	-0,049464	-0,69	0,2272759
duree610a	-0,0006572	-0,01	0,1158923
duree1120a	0,0552138	0,69	0,1998696
duree20a	-0,0329733	-0,41	0,3269768
tempsplein	0,3138274	2,98	0,9338872
syndic1	-0,0773073	-1,45	0,8369086
prof2	0,0443964	0,62	0,3069147
prof3	-0,2684844	-3,92	0,4188371
prof4	-0,062023	-0,57	0,0346231
prof6	0		0
prof7	-0,5677871	-2,58	0,0082942
prof8	-0,1672758	-2,26	0,072819
prof9	-0,539057	-7,01	0,0192823
montreal	0,0350751	0,8	0,3595582
saisonnier	0,2738312	1,8	0,0034311
tempocontrat	-0,0500658	-0,87	0,1938013
occasionel	0,0299183	0,21	0,0191547
nbentre2099	0,1835452	1,24	0,0142491
nbent~100500	-0,0407977	-0,28	0,0325956
nbentre500	0,1141217	1,21	0,9411606
_cons	2,300486	10,82	1
R-carré:0,6448			

*Régression MCO, administration provinciale-plus
Ontario, 2001*

	Coefficient	Statistique-t	Moyenne
Insalable			3,013905
homme	0,1018405	4,99	0,2766675
age1519	-0,199379	-3,62	0,0088205
age2529	0,1269843	2,68	0,1099486
age3034	0,2619381	5,83	0,1312201
age3539	0,2778685	6,19	0,1343584
age4044	0,3167612	6,7	0,1327001
age4549	0,3385958	7,09	0,1380414
age5054	0,3261849	6,71	0,1626154
age5559	0,3296257	6,4	0,0811898
age6064	0,2955581	4,89	0,0368035
age6569	0,1491238	0,83	0,0053302
marie	0,0311259	1,46	0,6584472
veuf	0,0139541	0,25	0,0106653
separe	-0,005868	-0,19	0,0757751
secondaire~t	0,080781	0,67	0,0398175
secondaire	0,1488167	1,27	0,1052571
postsecpart	0,1381866	1,15	0,0613551
postsec	0,2210491	1,89	0,3208865
bac	0,3066228	2,61	0,2728156
cyclesup	0,3144093	2,62	0,1924749
duree712m	0,0706906	1,56	0,049417
duree15a	0,075922	2,32	0,2321395
duree610a	0,1488665	4,11	0,130935
duree1120a	0,1787507	5,22	0,2932047
duree20a	0,2127658	5,47	0,1743527
tempsplein	0,0233203	0,94	0,7901564
syndic1	-0,0049643	-0,24	0,7089634
prof2	-0,0799422	-2,44	0,0858988
prof3	-0,2706496	-10,55	0,2154446
prof4	-0,0046261	-0,17	0,169416
prof6	-0,0612499	-1,43	0,0003983
prof7	-0,4027763	-13,29	0,1057064
prof8	-0,0763436	-1,35	0,0200975
prof9	-0,3087825	-4,38	0,014154
toronto	0,0374172	1,96	0,350504
saisonnier	-0,1469248	-1,67	0,0093112
tempocontrat	-0,1281833	-3,65	0,0952434
occasionel	-0,1908097	-3,28	0,032958
nbentre2099	0,1182404	2,59	0,0749101
nbent~100500	0,078514	1,82	0,1489823
nbentre500	0,1295806	3,31	0,7376521
_cons	2,318964	18,45	1
R-carré: 0,4760			

Régression MCO, administration provinciale
Ontario, 2001

	Coefficient	Statistique-t	Moyenne
Insalaire			3,106019
homme	0,0996717	2,06	0,4662599
age1519	0		0
age2529	-0,0838693	-0,6	0,0788243
age3034	0,0655086	0,67	0,1878309
age3539	-0,0503618	-0,48	0,1056033
age4044	-0,0029113	-0,03	0,1267446
age4549	0,0110759	0,11	0,1559471
age5054	-0,0158332	-0,13	0,1937436
age5559	0,0685261	0,56	0,0760055
age6064	-0,1202785	-0,56	0,0291853
age6569	0		0
marie	0,0409286	0,81	0,6764524
veuf	0,1299644	1,11	0,0057064
separe	-0,0096558	-0,1	0,0807838
secondaire~t	-0,3278075	-1,4	0,02121
secondaire	-0,4805922	-2,55	0,2173084
postsecpart	-0,4417301	-2,4	0,1067377
postsec	-0,3963892	-2,24	0,3059642
bac	-0,4596093	-2,47	0,2171708
cyclesup	-0,3115486	-1,49	0,1267274
duree712m	0,1381419	0,92	0,0616363
duree15a	0,1219388	1,21	0,2341183
duree610a	0,2094243	1,71	0,135098
duree1120a	0,214587	1,91	0,2684428
duree20a	0,199815	1,36	0,2379856
tempsplein	0,1946059	2,18	0,9740976
syndic1	0,0185314	0,18	0,7223788
prof2	-0,3090193	-1,83	0,1811791
prof3	-0,4468073	-3,24	0,4296494
prof4	-0,1706325	-1,56	0,0599175
prof6	0		0
prof7	-0,5815703	-3,51	0,0107941
prof8	-0,3679589	-3,37	0,202286
prof9	-0,6799427	-3,54	0,0306635
toronto	0,0751568	1,63	0,3687521
saisonnier	-0,217762	-2,58	0,0082331
tempocontrat	-0,1270446	-1,59	0,135562
occasionel	-0,5034971	-3,35	0,0091612
nbentre2099	0,0886484	0,42	0,0299416
nbent~100500	-0,0241977	-0,16	0,0536095
nbentre500	0,1587908	1,12	0,8827088
_cons	3,291318	11,45	1
R-carré: 0,5005			

Annexe C. Tableaux complémentaires à l'analyse de la section 3.2

Tableaux 8

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total
- administration québécoise et ASQ -*

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	0,308	0,308
sexe	-0,013	-0,072	-0,085
age	0,045	0,129	0,174
statut matrimonial	-0,001	-0,015	-0,015
éducation	0,065	0,039	0,104
durée	0,036	-0,139	-0,103
temps plein	0,019	0,077	0,095
statut syndical	0,056	-0,166	-0,110
occupation	0,098	-0,135	-0,037
Montréal	-0,005	-0,009	-0,014
permanence	0,001	-0,001	0,000
nombre employés	0,033	0,061	0,094
Total	0,334	0,078	0,412
Pourcentage	81,1%	18,9%	100,0%

Tableaux 9

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total
- fonction publique québécoise et privé -*

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	0,310	0,310
sexe	-0,013	-0,076	-0,088
age	0,050	0,133	0,183
statut matrimonial	0,000	-0,014	-0,015
éducation	0,072	0,034	0,106
durée	0,043	-0,139	-0,095
temps plein	0,018	0,086	0,104
statut syndical	0,052	-0,152	-0,100
occupation	0,085	-0,122	-0,037
Montréal	-0,007	-0,011	-0,017
permanence	0,000	0,001	0,001
nombre employés	0,033	0,069	0,101
Total	0,333	0,120	0,453
Pourcentage	73,5%	26,5%	100,0%

Annexe D : Complément à la section 3.3 : contribution de chacune des variables aux différentiels à l'étude, selon le sexe et le niveaux de contrôle

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Hommes, niveau 1, administration québécoise-plus et privé -*

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	-0,017	-0,017
age	0,064	-0,075	-0,011
statut matrimonial	0,005	-0,075	-0,070
éducation	0,154	0,135	0,289
durée	0,061	0,096	0,158
Total	0,284	0,064	0,348
Pourcentage	81,6%	18,4%	100,0%

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Hommes, niveau 2, administration québécoise-plus et privé -*

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	0,285	0,285
age	0,052	0,240	0,292
statut matrimonial	0,004	-0,046	-0,042
éducation	0,095	-0,117	-0,022
durée	0,046	0,150	0,196
temps plein	-0,002	-0,253	-0,255
statut syndical	0,053	-0,041	0,013
occupation	0,079	-0,197	-0,118
Total	0,327	0,021	0,348
Pourcentage	94,0%	6,0%	100,0%

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Hommes, niveau 3, administration québécoise-plus et privé -*

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	0,138	0,138
age	0,054	0,344	0,398
statut matrimonial	0,004	-0,046	-0,042
éducation	0,091	-0,134	-0,043
durée	0,040	0,041	0,080
temps plein	-0,002	-0,256	-0,258
statut syndical	0,039	-0,071	-0,031
occupation	0,080	-0,183	-0,104
Montréal	-0,002	-0,040	-0,042
permanence	0,000	-0,018	-0,019
nombre employés	0,032	0,239	0,271
Total	0,335	0,013	0,348
Pourcentage	96,3%	3,7%	100,0%

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Hommes, niveau 1, administrations québécoise-plus et ontarienne-plus -*

Variable	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	-0,210	-0,210
age	0,009	-0,291	-0,282
statut matrimonial	-0,007	-0,054	-0,061
éducation	-0,006	0,321	0,315
durée	0,019	0,161	0,180
Total	0,015	-0,072	-0,058
Pourcentage	-25,3%	125,3%	100,0%

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Hommes, niveau 2, administrations québécoise-plus et ontarienne-plus -*

Variable	dû aux caractéristiques	du au rendement	dû aux deux
constante	0,000	-0,197	-0,197
age	0,009	-0,100	-0,091
statut matrimonial	-0,006	-0,029	-0,035
éducation	0,005	0,194	0,199
durée	0,014	0,146	0,160
temps plein	0,000	-0,111	-0,110
statut syndical	-0,002	0,067	0,065
occupation	-0,029	-0,020	-0,049
Total	-0,008	-0,050	-0,058
Pourcentage	13,1%	86,9%	100,0%

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Hommes, niveau 3, administrations québécoise-plus et ontarienne-plus -*

Variable	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	-0,437	-0,437
age	0,008	0,062	0,070
statut matrimonial	-0,001	-0,016	-0,017
éducation	0,005	0,133	0,138
durée	0,009	0,092	0,101
temps plein	0,001	-0,074	-0,073
statut syndical	-0,003	0,027	0,023
occupation	-0,030	0,013	-0,016
Montréal	0,007	-0,062	-0,055
permanence	-0,023	0,029	0,007
nombre employées	0,004	0,198	0,202
Total	-0,022	-0,035	-0,058
Pourcentage	38,8%	61,2%	100,0%

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Femmes, niveau 1, administration québécoise-plus et privé -*

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	0,127	0,127
age	0,038	0,159	0,197
statut matrimonial	-0,001	-0,004	-0,004
éducation	0,153	0,040	0,193
durée	0,083	-0,111	-0,028
Total	0,273	0,211	0,484
Pourcentage	56,4%	43,6%	100,0%

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Femmes, niveau 2, administration québécoise-plus et privé -*

Variable	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	0,344	0,344
age	0,029	0,208	0,238
statut matrimonial	0,000	-0,015	-0,014
éducation	0,098	0,028	0,126
durée	0,062	-0,088	-0,025
temps plein	-0,005	-0,087	-0,092
statut syndical	0,067	-0,043	0,024
occupation	0,141	-0,256	-0,115
Total	0,392	0,092	0,484
Pourcentage	80,9%	19,1%	100,0%

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Femmes, niveau 3, administration québécoise-plus et privé -*

Variable	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	0,350	0,350
age	0,031	0,075	0,106
statut matrimonial	0,000	-0,010	-0,009
éducation	0,093	0,036	0,129
durée	0,060	-0,092	-0,032
temps plein	-0,004	-0,085	-0,090
statut syndical	0,051	-0,091	-0,039
occupation	0,139	-0,249	-0,110
Montréal	-0,005	-0,051	-0,056
permanence	0,002	-0,018	-0,016
nombre employés	0,031	0,221	0,252
Total	0,398	0,086	0,484
Pourcentage	82,1%	17,9%	100,0%

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Femmes, niveau 1, administrations québécoise-plus et ontarienne-plus -*

Variable	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	0,131	0,131
age	0,007	0,019	0,026
statut matrimonial	-0,007	-0,028	-0,035
éducation	-0,003	-0,062	-0,065
durée	0,017	-0,112	-0,095
Total	0,013	-0,051	-0,038
Pourcentage	-34,6%	134,6%	100,0%

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Femmes, niveau 2, administrations québécoise-plus et ontarienne-plus -*

Variable	dû aux caractéristiques	dû au rendement	dû aux deux
constante	0,000	0,308	0,308
age	0,006	0,057	0,064
statut matrimonial	-0,008	-0,037	-0,045
éducation	-0,002	-0,141	-0,144
durée	0,011	-0,125	-0,113
temps plein	-0,006	-0,064	-0,070
statut syndical	0,010	-0,011	-0,001
occupation	-0,015	-0,021	-0,035
Total	-0,004	-0,034	-0,038
Pourcentage	10,6%	89,4%	100,0%

*Contribution de chacune des variables à l'écart salarial,
-Femmes, niveau 3, administrations québécoise-plus et ontarienne-plus -*

Variable	du aux caractéristiques	du au rendement	du aux deux
constante	0,000	0,258	0,258
age	0,007	-0,058	-0,051
statut matrimonial	-0,007	-0,031	-0,038
éducation	-0,002	-0,123	-0,125
durée	0,010	-0,099	-0,089
temps plein	-0,003	-0,047	-0,050
statut syndical	0,009	-0,072	-0,063
occupation	-0,015	-0,003	-0,018
Montréal/Toronto	0,003	-0,040	-0,037
permanence	-0,008	0,005	-0,002
nombre employés	-0,005	0,184	0,179
Total	-0,012	-0,026	-0,038
Pourcentage	30,5%	69,5%	100,0%

Annexe E. Résultats des régressions effectuées selon le sexe et pour les trois niveaux de contrôle

Régression MCO, hommes, administration québécoise-plus, niveau 1				Régression MCO, hommes administration québécoise-plus, niveau 2			
Variables	Coefficient	Stat.-t	Moyenne	Variables	Coefficient	Stat.-t	Moyenne
Insalaire			3,053787	Insalaire			
age2024	0,1572069	0,95	0,073378	age2024	0,4269563	2,69	3,053787
age2529	0,3310888	1,85	0,0896139	age2529	0,5148702	3,06	0,073378
age3034	0,3025951	1,62	0,0933274	age3034	0,4339775	2,56	0,0896139
age3539	0,4224655	2,34	0,1082394	age3539	0,6280997	3,71	0,0933274
age4044	0,3365909	1,8	0,1484739	age4044	0,5222629	2,95	0,1082394
age4549	0,5583588	3,05	0,1812428	age4549	0,6873711	4,03	0,1484739
age5054	0,5791768	3,17	0,1854794	age5054	0,7185059	4,14	0,1812428
age5559	0,5224384	2,82	0,0779698	age5559	0,6232976	3,51	0,1854794
age6064	0,5971473	2,96	0,0358624	age6064	0,6800931	3,57	0,0779698
age6569	-1,327492	-6,77	0,0013498	age6569	-1,056417	-5,77	0,0358624
marie	-0,0938058	-2,3	0,4603919	marie	-0,040363	-1,21	0,0013498
veuf	-0,0143768	-0,22	0,0024993	veuf	0,0217064	0,44	0,4603919
separe	-0,070107	-0,87	0,0581561	separe	-0,0587929	-0,95	0,0024993
secondaire~t	0,03062	0,34	0,0286615	secondaire~t	-0,0561521	-0,61	0,0581561
secondaire	0,2734552	3,09	0,1119141	secondaire	0,1112639	1,22	0,0286615
postsecpart	0,1513085	1,7	0,0557859	postsecpart	0,0221612	0,25	0,1119141
postsec	0,3848347	4,75	0,2593224	postsec	0,056277	0,62	0,0557859
bac	0,6482707	8,09	0,2771083	bac	0,155734	1,59	0,2593224
cyclesup	0,640376	7,08	0,2268054	cyclesup	0,1727326	1,67	0,2771083
duree712m	0,276113	1,95	0,0390979	duree712m	0,3293585	2,35	0,2268054
duree15a	0,2023847	1,93	0,1805453	duree15a	0,189487	2,21	0,0390979
duree610a	0,2805617	2,52	0,1266129	duree610a	0,2883216	3,35	0,1805453
duree1120a	0,327649	2,92	0,2019672	duree1120a	0,3119203	3,21	0,1266129
duree20a	0,290649	2,63	0,3673357	duree20a	0,32554	3,48	0,2019672
_cons	1,946559	11,72	1	prof2	-0,0421558	-0,47	0,3673357
R-carré : 0,4176				prof3	-0,5373818	-5,73	0,13734
				prof4	-0,2831385	-3,34	0,1098862
				prof5	-0,1660963	-1,89	0,1209943
				prof6	-0,9466428	-7,69	0,3022888
				prof7	-0,6839104	-7,23	0,0049341
				prof8	-0,4157501	-3,31	0,1719172
				prof9	-0,4050266	-3,75	0,0394208
				tempsplein	-0,1621163	-3,16	0,0431666
				syndic1	0,0672727	1,11	0,8597603
				_cons	2,500049	13,51	0,779007
				R-carré : 0,5848			

Régression MCO, hommes
administration québécoise-plus, niveau 3

Variables	Coefficient	Stat.-t	Moyenne
Insalaire			3,053787
age2024	0,5206081	3,01	0,073378
age2529	0,6282616	3,28	0,0896139
age3034	0,5586031	3,02	0,0933274
age3539	0,7489878	4,02	0,1082394
age4044	0,6514763	3,37	0,1484739
age4549	0,7969864	4,25	0,1812428
age5054	0,8447814	4,49	0,1854794
age5559	0,7525338	3,9	0,0779698
age6064	0,8135969	3,9	0,0358624
age6569	-0,9215763	-4,79	0,0013498
marie	-0,0391243	-1,14	0,4603919
veuf	-0,0103299	-0,2	0,0024993
separe	-0,0674767	-1,03	0,0581561
secondaire~t	-0,0852074	-0,88	0,0286615
secondaire	0,09454	1	0,1119141
postsecpart	0,011505	0,12	0,0557859
postsec	0,0410438	0,44	0,2593224
bac	0,1330573	1,33	0,2771083
cyclesup	0,1337987	1,23	0,2268054
duree712m	0,2083401	1,67	0,0390979
duree15a	0,0997973	1,26	0,1805453
duree610a	0,1646854	1,99	0,1266129
duree1120a	0,1661277	1,7	0,2019672
duree20a	0,1699671	1,72	0,3673357
prof2	-0,0408948	-0,5	0,13734
prof3	-0,5079145	-5,77	0,1098862
prof4	-0,2604951	-3,1	0,1209943
prof5	-0,1035374	-1,28	0,3022888
prof6	-0,5878821	-4,13	0,0049341
prof7	-0,640463	-7,12	0,1719172
prof8	-0,4145278	-3,32	0,0394208
prof9	-0,3747292	-3,52	0,0431666
tempsplein	-0,1820215	-3,46	0,8597603
syndic1	-0,0029113	-0,05	0,779007
montreal	-0,0725121	-2,27	0,4288242
saisonnier	-0,2724099	-1,32	0,0027576
tempocontrat	-0,1583258	-2,24	0,1479831
occasionel	0,0325709	0,48	0,0561088
nbentre2099	0,1867515	1,41	0,066358
nbent~100500	0,3701654	3,59	0,215581
nbentre500	0,3381675	3,33	0,6908784
_cons	2,290083	9,93	1
R-carré : 0,6213			

Régression MCO, hommes
Secteur privé, niveau 1

Variables	Coefficient	Stat.-t	Moyenne
Insalaire			2,705428
age2024	0,1692456	7,17	0,1218926
age2529	0,431282	12,83	0,1256425
age3034	0,465736	14,78	0,1263082
age3539	0,5526515	17,36	0,1419974
age4044	0,5771836	17,5	0,1399436
age4549	0,5731407	14,44	0,1025179
age5054	0,600231	15,26	0,0901949
age5559	0,5010509	11,37	0,0545814
age6064	0,3941588	6,53	0,0257615
age6569	0,4761723	3,16	0,0040948
marie	0,0590015	2,73	0,3822159
veuf	-0,0327161	-0,39	0,0033233
separe	0,0095444	0,24	0,0581068
secondaire~t	0,0145829	0,42	0,1713076
secondaire	0,0805625	2,24	0,1731799
postsecpart	0,137699	3,61	0,0905725
postsec	0,216373	6,42	0,3686768
bac	0,4715832	10,08	0,1000315
cyclesup	0,5535271	8	0,0351792
duree712m	0,00985	0,29	0,100729
duree15a	0,0200424	0,75	0,3136938
duree610a	0,1297526	4,04	0,13712
duree1120a	0,2139884	6,79	0,1630458
duree20a	0,2604428	7,67	0,1453904
_cons	1,964026	54,22	1
R-carré : 0,4307			

Régression MCO, hommes

Secteur privé, niveau 2

Variables	Coefficient	Stat.-t	Moyenne
Insalaire			2,705428
age2024	0,0622414	2,6	0,1218926
age2529	0,2791272	7,42	0,1256425
age3034	0,3029876	8,75	0,1263082
age3539	0,3740677	10,96	0,1419974
age4044	0,4029649	11,38	0,1399436
age4549	0,4099967	9,63	0,1025179
age5054	0,4390528	10,64	0,0901949
age5559	0,3466697	7,91	0,0545814
age6064	0,3070451	6,01	0,0257615
age6569	0,4166329	3,39	0,0040948
marie	0,0507669	2,55	0,3822159
veuf	0,0504008	0,64	0,0033233
separe	0,0152721	0,44	0,0581068
secondair~t	0,0180661	0,53	0,1713076
secondaire	0,0740728	2,1	0,1731799
postsecpart	0,1404232	3,77	0,0905725
postsec	0,1588335	4,76	0,3686768
bac	0,3096902	6,66	0,1000315
cyclesup	0,3641958	5,28	0,0351792
duree712m	0,0049207	0,16	0,100729
duree15a	0,010043	0,41	0,3136938
duree610a	0,0903357	2,98	0,13712
dure1120a	0,1651684	5,59	0,1630458
duree20a	0,1899821	5,85	0,1453904
prof2	0,0965294	2,31	0,1001811
prof3	-0,2665684	-6,48	0,1201553
prof4	-0,0042318	-0,1	0,0527133
prof5	0,0140404	0,15	0,0034661
prof6	-0,280877	-6,76	0,0768975
prof7	-0,4019603	-10,14	0,120089
prof8	-0,4104519	-6,95	0,0090986
prof9	-0,2182569	-6,16	0,4177383
tempsplein	0,1317969	4,57	0,876346
syndic1	0,1196711	7,8	0,3320131
_cons	2,214868	41,59	1
R-carré : 0,5240			

Secteur privé, niveau 3

Variables	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			2,705428
age2024	0,0693672	2,77	0,1218926
age2529	0,2901428	7,95	0,1256425
age3034	0,3158522	9,15	0,1263082
age3539	0,3899262	11,46	0,1419974
age4044	0,4169172	11,74	0,1399436
age4549	0,4288216	10,13	0,1025179
age5054	0,4593594	11,25	0,0901949
age5559	0,3635451	8,18	0,0545814
age6064	0,3353245	6,49	0,0257615
age6569	0,4580374	3,83	0,0040948
marie	0,0504147	2,56	0,3822159
veuf	0,0552188	0,71	0,0033233
separe	0,0180357	0,52	0,0581068
secondaire~t	0,0255868	0,77	0,1713076
secondaire	0,0733616	2,14	0,1731799
postsecpart	0,1450065	4,02	0,0905725
postsec	0,1535914	4,72	0,3686768
bac	0,3024538	6,63	0,1000315
cyclesup	0,3506564	5,19	0,0351792
duree712m	0,0111206	0,38	0,100729
duree15a	0,0044159	0,18	0,3136938
duree610a	0,0865649	2,86	0,13712
duree1120a	0,1510819	5,14	0,1630458
duree20a	0,1619559	4,99	0,1453904
prof2	0,0927916	2,25	0,1001811
prof3	-0,2578096	-6,21	0,1201553
prof4	0,0095889	0,23	0,0527133
prof5	0,0562836	0,59	0,0034661
prof6	-0,2628961	-6,29	0,0768975
prof7	-0,3765451	-9,46	0,120089
prof8	-0,3895117	-6,83	0,0090986
prof9	-0,1826052	-5,14	0,4177383
tempsplein	0,1157231	3,85	0,876346
syndic1	0,0877076	5,35	0,3320131
montreal	0,0210954	1,46	0,5087916
saisonnier	-0,0704307	-1,71	0,0211086
tempocontrat	0,0037449	0,1	0,0477843
occasionel	-0,0750917	-2,1	0,02861
nbentre2099	-0,0012099	-0,05	0,2108765
nbent~100500	0,04872	1,93	0,1572361
nbentre500	0,110327	5,04	0,4279954
_cons	2,152471	38,3	1
R-carré : 0,5366			

Régression MCO, hommes

Régression MCO, hommes
Administration ontarienne-plus, niveau 1

Variables	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			3,111454
age2024	0,2091694	1,83	0,06264
age2529	0,5448463	4,77	0,1326846
age3034	0,7526926	6,72	0,121307
age3539	0,7262136	6,45	0,1131136
age4044	0,8033991	6,60	0,1392601
age4549	0,7966714	6,72	0,1273413
age5054	0,7601027	6,07	0,1729667
age5559	0,9006328	6,91	0,0752613
age6064	0,9893777	7,01	0,0393666
age6569	1,079155	3,02	0,0051591
marie	0,0306373	0,69	0,6722211
veuf	-0,3668286	-2,39	0,0025277
separe	-0,1113813	-1,44	0,0496502
secondaire~t	-0,1864441	-0,87	0,0471167
secondaire	0,0214318	0,10	0,0999683
postsecpart	-0,013668	-0,06	0,0723708
postsec	0,1094121	0,54	0,2231179
bac	0,2051555	10,26	0,15575
cyclesup	0,2725304	1,33	0,2891262
duree712m	-0,0145107	-0,17	0,0683518
duree15a	0,0005878	0,01	0,195981
duree610a	0,0470605	0,53	0,1276465
duree1120a	0,1102573	1,37	0,279476
duree20a	0,1812056	2,07	0,2173255
_cons	2,156806	9,55	1
R-carré : 0,4071			

Régression MCO, hommes
Administration ontarienne-plus, niveau 2

Variables	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			3,111454
age2024	0,1605942	1,21	0,06264
age2529	0,4998097	3,71	0,1326846
age3034	0,7162869	5,44	0,121307
age3539	0,7252876	5,69	0,1131136
age4044	0,7555308	5,55	0,1392601
age4549	0,7685647	6,06	0,1273413
age5054	0,730781	5,36	0,1729667
age5559	0,8651966	6,11	0,0752613
age6064	0,9872513	6,52	0,0393666
age6569	0,9847593	2,7	0,0051591
marie	0,026176	0,59	0,6722211
veuf	-0,317308	-2,53	0,0025277
separe	-0,0715836	-1,05	0,0496502
secondaire~t	-0,2664583	-1,35	0,0471167
secondaire	-0,1215931	-0,63	0,0999683
postsecpart	-0,2124139	-1,09	0,0723708
postsec	-0,0815929	-0,44	0,2231179
bac	-0,0788033	-0,41	0,2615575
cyclesup	-0,0399489	-0,21	0,2891262
duree712m	0,0277345	0,3	0,0683518
duree15a	0,0465804	0,67	0,195981
duree610a	0,1127849	1,33	0,1276465
duree1120a	0,1473954	1,93	0,279476
duree20a	0,1809163	2,18	0,2173255
prof2	-0,2483256	-2,69	0,1009299
prof3	-0,4030693	-4,46	0,1172189
prof4	-0,2707995	-3,05	0,0985173
prof5	-0,172267	-2,36	0,3932863
prof6	0		0
prof7	-0,5294207	-5,79	0,1058989
prof8	-0,2841551	-2,76	0,0468231
prof9	-0,4599663	-4,64	0,0442378
tempsplein	-0,0333536	-0,42	0,8721693
syndic1	-0,0187295	-0,38	0,6936635
_cons	2,697416	11,57	1
R-carré : 0,4880			

Régression MCO, hommes
Administration ontarienne-plus, niveau 3

	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			3,111454
age2024	0,1052231	0,92	0,06264
age2529	0,4638027	3,92	0,1326846
age3034	0,6835735	5,82	0,121307
age3539	0,6907936	6,1	0,1131136
age4044	0,7170978	5,74	0,1392601
age4549	0,7166931	6,27	0,1273413
age5054	0,6920601	5,69	0,1729667
age5559	0,8261668	6,49	0,0752613
age6064	0,899633	6,57	0,0393666
age6569	0,9291695	2,57	0,0051591
marie	0,000915	0,02	0,6722211
veuf	-0,461744	-2,22	0,0025277
separe	-0,0983959	-1,4	0,0496502
secondaire~t	-0,2603898	-1,41	0,0471167
secondaire	-0,0784014	-0,44	0,0999683
postsecpart	-0,1590314	-0,88	0,0723708
postsec	-0,0344873	-0,2	0,2231179
bac	-0,0408404	-0,23	0,2615575
cyclesup	-0,0056509	-0,03	0,2891262
duree712m	0,0481829	0,58	0,0683518
duree15a	-0,0024097	-0,04	0,195981
duree610a	0,0032993	0,04	0,1276465
duree1120a	0,0597127	0,82	0,279476
duree20a	0,102039	1,29	0,2173255
prof2	-0,256634	-2,93	0,1009299
prof3	-0,4172796	-4,97	0,1172189
prof4	-0,2702896	-3,39	0,0985173
prof5	-0,1622475	-2,42	0,3932863
prof6	0		0
prof7	-0,5215578	-6,4	0,1058989
prof8	-0,2542462	-2,87	0,0468231
prof9	-0,473017	-5,16	0,0442378
tempsplein	-0,0956418	-1,3	0,8721693
syndic1	-0,0370282	-0,78	0,6936635
toronto	0,0730316	1,94	0,3328401
saisonnier	0,3162275	2,93	0,0076177
tempocontrat	-0,2106457	-2,89	0,1099122
occasionel	-0,3797065	-4,15	0,0215172
nbentre2099	0,055185	0,55	0,0566863
nbent~100500	0,160623	1,63	0,1281935
nbentre500	0,129544	1,45	0,7760184
_cons	2,726776	11,62	1
R-carré : 0,5203			

Régression MCO, femmes
administration québécoise-plus, niveau 1

	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			2,938815
age2024	0,2552046	2,240	0,0583241
age2529	0,4517203	4,950	0,1054446
age3034	0,5240684	6,250	0,1213111
age3539	0,5137019	6,080	0,1339169
age4044	0,523964	5,640	0,1688239
age4549	0,5536113	6,470	0,1848512
age5054	0,5121778	5,360	0,1381134
age5559	0,5778613	6,090	0,0709814
age6064	0,4063912	3,14	0,012371
age6569	0,6951679	7,980	0,011738
marie	-0,0043541	-0,150	0,4708926
veuf	0,1408655	1,270	0,0127408
separe	-0,0401264	-0,840	0,1165936
secondaire~t	0,0663089	10,031	0,11317
secondaire	0,2395918	3,43	0,105943
postsecpart	0,0539562	0,580	0,0387402
postsec	0,3599401	5,430	0,3902543
bac	0,6091758	9,150	0,3042136
cyclesup	0,7015527	9,390	0,1134583
duree712m	0,0731083	0,64	0,033878
duree15a	0,0397612	0,70	0,2239452
duree610a	0,1140598	1,890	0,1243725
duree1120a	0,1247602	2,220	0,2865334
duree20a	0,194605	3,350	0,2288331
_cons	1,899702	19,27	1
R-carré : 0,3174			

Régression MCO, femmes
administration québécoise-plus, niveau 2

Variables	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			2,938815
age2024	0,1924922	1,63	0,0583241
age2529	0,3815929	3,44	0,1054446
age3034	0,4613767	4,62	0,1213111
age3539	0,487611	5,02	0,1339169
age4044	0,4901114	4,62	0,1688239
age4549	0,525914	5,17	0,1848512
age5054	0,4944276	4,57	0,1381134
age5559	0,5690409	5,34	0,0709814
age6064	0,4533363	3,84	0,012371
age6569	0,4985754	5,05	0,0011738
marie	-0,0144017	-0,53	0,4708926
veuf	0,0952941	0,92	0,0127408
separe	-0,0480874	-1,12	0,1165936
secondaire~t	0,0816534	1,2	0,0311317
secondaire	0,1810123	2,41	0,105943
postsecpart	0,0098079	0,1	0,0387402
postsec	0,1893413	2,64	0,3902543
bac	0,3733079	4,94	0,3042136
cyclesup	0,4551057	5,45	0,1134583
duree712m	0,0565144	0,53	0,033878
duree15a	0,0241127	0,39	0,2239452
duree610a	0,0678495	1,04	0,1243725
duree1120a	0,0770415	1,22	0,2865334
duree20a	0,1243599	1,97	0,2288331
prof2	-0,088609	-1,25	0,072914
prof3	-0,38558	-5,62	0,314414
prof4	-0,1700811	-2,47	0,2200316
prof5	-0,2252974	-3,05	0,2635697
prof6	0		0
prof7	-0,5613025	-6,54	0,1042387
prof8	-0,3322882	-3,38	0,0031129
prof9	-0,5488391	-4,3	0,0007589
tempsplein	-0,0236017	-0,73	0,6731507
syndic1	0,0542966	0,89	0,8641472
_cons	2,408374	18,38	1
R-carré : 0,4056			

Régression MCO, femmes
administration québécoise-plus, niveau 3

Variables	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			2,938815
age2024	0,0819754	0,68	0,0583241
age2529	0,2837198	2,55	0,1054446
age3034	0,3253163	3,14	0,1213111
age3539	0,34873	3,43	0,1339169
age4044	0,357128	3,33	0,1688239
age4549	0,3982715	3,72	0,1848512
age5054	0,3724103	3,37	0,1381134
age5559	0,4558561	4,14	0,0709814
age6064	0,3138602	2,67	0,012371
age6569	0,3026547	2,61	0,0011738
marie	-0,0118058	-0,45	0,4708926
veuf	0,1008935	1	0,0127408
separe	-0,0220156	-0,59	0,1165936
secondaire~t	0,0625888	0,89	0,0311317
secondaire	0,1748635	2,24	0,105943
postsecpart	0,0279375	0,32	0,0387402
postsec	0,1809811	2,42	0,3902543
bac	0,3761494	4,85	0,3042136
cyclesup	0,4467606	5,26	0,1134583
duree712m	0,0353776	0,34	0,033878
duree15a	0,0336853	0,56	0,2239452
duree610a	0,0633201	1,06	0,1243725
duree1120a	0,062047	1,02	0,2865334
duree20a	0,094373	1,52	0,2288331
prof2	-0,0831413	-1,44	0,072914
prof3	-0,3681438	-6,56	0,314414
prof4	-0,1568416	-2,81	0,2200316
prof5	-0,2028439	-3,5	0,2635697
prof6	0		0
prof7	-0,5417252	-7,3	0,1042387
prof8	-0,2824628	-3,4	0,0031129
prof9	-0,573596	-4,87	0,0007589
tempsplein	-0,0351342	-1,07	0,6731507
syndic1	-0,0254695	-0,52	0,8641472
montreal	-0,0555567	-2,19	0,4365934
saisonnier	0,0616838	0,74	0,0034666
tempocontrat	-0,0813342	-1,97	0,1887841
occasionel	-0,0224232	-0,55	0,0517736
nbentre2099	0,2916661	2,82	0,0566455
nbent~100500	0,2945437	3,17	0,2056668
nbentre500	0,3333152	3,63	0,6976676
_cons	2,333698	19,04	1
R-carré : 0,4365			

Régression MCO, femmes

Secteur privé, niveau 1

Variables	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			2,454659
age2024	0,1524526	6,90	1355154
age2529	0,2804714	9,470	1157545
age3034	0,346674	10,820	1145642
age3539	0,4028305	12,730	1434957
age4044	0,3776276	11,280	1640025
age4549	0,3924386	11,28	0,121311
age5054	0,3599557	9,040	0,0804561
age5559	0,2892018	6,020	0,0429603
age6064	0,2403002	2,690	0,0124958
age6569	0,3388509	2,420	0,0051248
marie	0,0044699	0,20	0,3791551
veuf	0,0380774	0,570	0,117954
separe	-0,0341957	-0,960	0,0863691
secondaire~t	0,0179711	0,450	1259111
secondaire	0,167837	4,180	2034757
postsecpart	0,1325329	3,160	0,0935263
postsec	0,2785585	7,090	4035002
bac	0,5697808	11,190	1060994
cyclesup	0,7917787	9,480	0,0261966
duree712m	0,0672786	2,160	1171732
duree15a	0,063046	2,430	3375575
duree610a	0,1499579	4,580	1471986
duree1120a	0,2812293	8,360	1621479
duree20a	0,440819	10,850	0,0839019
_cons	1,772931	44,39	1
R-carré : 0,3922			

Régression MCO, femmes

Secteur privé, niveau 2

Variables	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			2,454659
age2024	0,1108593	4,75	0,1355154
age2529	0,1872057	6,12	0,1157545
age3034	0,2635529	8,39	0,1145642
age3539	0,3134212	9,98	0,1434957
age4044	0,2844486	8,48	0,1640025
age4549	0,291163	8,92	0,121311
age5054	0,2867095	7,43	0,0804561
age5559	0,216591	5,15	0,0429603
age6064	0,1552238	1,95	0,0124958
age6569	0,3480356	2,25	0,0051248
marie	0,0146033	0,73	0,3791551
veuf	0,0694516	1,0	0,117954
separe	-0,0372203	-1,11	0,0863691
secondaire~t	-0,0194861	-0,49	0,1259111
secondaire	0,0951654	2,45	0,2034757
postsecpart	0,05415	1,33	0,0935263
postsec	0,1605529	4,16	0,4035002
bac	0,3342812	6,68	0,1060994
cyclesup	0,5042581	6,44	0,0261966
duree712m	0,0448814	1,58	0,1171732
duree15a	0,0307428	1,28	0,3375575
duree610a	0,1079547	3,5	0,1471986
duree1120a	0,2052972	6,51	0,1621479
duree20a	0,3198626	8,11	0,0839019
prof2	0,0854005	1,67	0,0871023
prof3	-0,1631218	-4,11	0,3860245
prof4	0,0622962	1,15	0,0386014
prof5	0,1296382	1,67	0,0096117
prof6	-0,2588945	-5,74	0,1000932
prof7	-0,2927542	-7,0	0,1897791
prof8	-0,2414512	-2,55	0,0038246
prof9	-0,3381937	-7,72	0,1034798
tempsplein	0,1059289	5,77	0,721519
syndic1	0,1035187	5,52	0,2176071
_cons	2,064817	37,07	1
R-carré : 0,4864			

Régression MCO, femmes

Secteur privé, niveau 3

Variables	Coefficients	Stat-t	Moyenne
Insalaire			2,454659
age2024	0,1098465	4,59	0,1355154
age2529	0,1930451	6,26	0,1157545
age3034	0,2741239	8,67	0,1145642
age3539	0,3193	10,05	0,1434957
age4044	0,2938648	8,54	0,1640025
age4549	0,3016202	9,14	0,121311
age5054	0,2920217	7,59	0,0804561
age5559	0,2321713	5,5	0,0429603
age6064	0,1929037	2,39	0,0124958
age6569	0,3712177	2,4	0,0051248
marie	0,0144784	0,73	0,3791551
veuf	0,0609422	0,85	0,0117954
separe	-0,0411201	-1,25	0,0863691
secondaire~t	-0,0214509	-0,55	0,1259111
secondaire	0,088398	2,33	0,2034757
postsecpart	0,0552661	1,39	0,0935263
postsec	0,1529826	4,06	0,4035002
bac	0,3148366	6,36	0,1060994
cyclesup	0,4836087	6,23	0,0261966
duree712m	0,0404525	1,44	0,1171732
duree15a	0,0296865	1,22	0,3375575
duree610a	0,1061557	3,39	0,1471986
duree1120a	0,1981975	6,21	0,1621479
duree20a	0,3046258	7,75	0,0839019
prof2	0,0837398	1,68	0,0871023
prof3	-0,1539851	-3,95	0,3860245
prof4	0,0800875	1,49	0,0386014
prof5	0,1304804	1,76	0,0096117
prof6	-0,2572485	-5,75	0,1000932
prof7	-0,2630691	-6,32	0,1897791
prof8	-0,214753	-2,26	0,0038246
prof9	-0,3262468	-7,52	0,1034798
tempsplein	0,0917597	4,84	0,721519
syndic1	0,0796174	4,17	0,2176071
montreal	0,0618917	4,18	0,5145678
saisonnier	-0,0058006	-0,15	0,0104613
tempocontrat	0,0160448	0,53	0,0672567
occasionel	-0,0284594	-1,1	0,0504127
nbentre2099	0,0524904	2,53	0,192989
nbent~100500	0,09187	3,57	0,1397473
nbentre500	0,0956885	4,92	0,3662361
_cons	1,983723	35,2	1
R-carré : 0,5007			

Régression MCO, femmes

Administration ontarienne-plus, niveau 1

	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			2,976593
age2024	0,2632882	3,62	0,057569
age2529	0,4052863	5,640	0,1012522
age3034	0,4839269	6,830	0,1350118
age3539	0,4904885	6,890	0,1424843
age4044	0,5085641	7,060	0,1301909
age4549	0,5442079	7,360	0,1421341
age5054	0,5424588	7,42	0,158656
age5559	0,4910801	6,520	0,0834574
age6064	0,4043726	5,040	0,0358231
age6569	0,147721	0,810	0,0053957
marie	0,0441315	1,620	0,6531788
veuf	-0,0312562	-0,440	0,0137778
separe	0,0251038	0,660	0,0857676
secondaire~t	0,1254292	1,710	0,0370256
secondaire	0,2479428	3,47	0,10728
postsecpart	0,3154216	4,150	0,0571417
postsec	0,4508937	6,510	0,3582821
bac	0,6609953	9,340	0,2771217
cyclesup	0,6785992	9,260	0,1555067
duree712m	0,0295655	0,550	0,0421747
duree15a	0,1217714	3,230	0,2459697
duree610a	0,2248007	5,320	0,1321928
duree1120a	0,282827	7,510	0,2984557
duree20a	0,3508029	8,10	0,1579161
_cons	1,768494	19,05	1
R-carré :0,3345			

Régression MCO, femmes
Administration ontarienne-plus, niveau 2

Variables	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			2,976593
age2024	0,2409171	3,93	0,057569
age2529	0,3114397	5,09	0,1012522
age3034	0,399068	6,68	0,1350118
age3539	0,4126961	7	0,1424843
age4044	0,444104	7,19	0,1301909
age4549	0,4680826	7,51	0,1421341
age5054	0,4620248	7,46	0,158656
age5559	0,4218025	6,62	0,0834574
age6064	0,3536044	4,96	0,0358231
age6569	0,0796989	0,48	0,0053957
marie	0,0488076	2	0,6531788
veuf	0,0539267	1	0,0137778
separe	0,016896	0,5	0,0857676
secondaire~t	0,2501411	2,76	0,0370256
secondaire	0,2917084	3,28	0,10728
postsecpart	0,3024434	3,23	0,0571417
postsec	0,3621115	4,12	0,3582821
bac	0,5109011	5,77	0,2771217
cyclesup	0,4864517	5,34	0,1555067
duree712m	0,066506	1,35	0,0421747
duree15a	0,1310565	3,78	0,2459697
duree610a	0,2032429	5,37	0,1321928
duree1120a	0,2509099	7,37	0,2984557
duree20a	0,2717424	6,89	0,1579161
prof2	-0,1968467	-3,25	0,0801495
prof3	-0,3819806	-7,15	0,253015
prof4	-0,1040085	-1,86	0,196534
prof5	-0,1857277	-3,45	0,3026247
prof6	-0,1854524	-2,98	0,0005506
prof7	-0,5425655	-9,69	0,1056327
prof8	-0,1246699	-1,39	0,0098753
prof9	-0,5217266	-3,29	0,0026472
tempsplein	0,0715672	3,04	0,7587873
syndic1	0,0673972	2,88	0,7148155
_cons	2,100591	19,03	1

R-carré : 0,4843

Régression MCO, femmes
Administration ontarienne-plus, niveau 3

Variables	Coefficient	Stat-t	Moyenne
Insalaire			2,976593
age2024	0,232938	3,97	0,057569
age2529	0,2921055	4,74	0,1012522
age3034	0,3823512	6,54	0,1350118
age3539	0,4029828	7,02	0,1424843
age4044	0,4409125	7,28	0,1301909
age4549	0,4629558	7,57	0,1421341
age5054	0,4505147	7,38	0,158656
age5559	0,420393	6,69	0,0834574
age6064	0,331873	4,84	0,0358231
age6569	0,0901677	0,58	0,0053957
marie	0,0433305	1,81	0,6531788
veuf	0,0781294	1,37	0,0137778
separe	0,0212283	0,65	0,0857676
secondaire~t	0,2362429	2,53	0,0370256
secondaire	0,2706743	2,97	0,10728
postsecpart	0,2874492	3,02	0,0571417
postsec	0,346612	3,84	0,3582821
bac	0,4820369	5,3	0,2771217
cyclesup	0,4552773	4,87	0,1555067
duree712m	0,0485246	1,04	0,0421747
duree15a	0,0960265	2,84	0,2459697
duree610a	0,1675655	4,45	0,1321928
duree1120a	0,2062432	5,92	0,2984557
duree20a	0,2280913	5,75	0,1579161
prof2	-0,1939499	-3,33	0,0801495
prof3	-0,3914517	-7,59	0,253015
prof4	-0,0946207	-1,75	0,196534
prof5	-0,1891683	-3,66	0,3026247
prof6	-0,1937458	-3,18	0,0005506
prof7	-0,5377568	-9,83	0,1056327
prof8	-0,1318254	-1,43	0,0098753
prof9	-0,5167993	-2,69	0,0026472
tempsplein	0,0350354	1,51	0,7587873
syndic1	0,0578709	2,52	0,7148155
toronto	0,0354231	1,74	0,3572602
saisonnier	-0,2141734	-2,68	0,0099589
tempocontrat	-0,0699299	-1,98	0,0896327
occasionel	-0,1498258	-2,24	0,0373339
nbentre2099	0,1472796	3,2	0,0818805
nbent~100500	0,0545309	1,24	0,1569338
nbentre500	0,1521651	3,89	0,7229774
_cons	2,075829	17,93	1

R-carré : 0,5047